

UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ

ELIDECIR RODRIGUES JACQUES

IMPACTO DAS COOPERATIVAS DE CRÉDITO SOBRE O PIB PER CAPITA DOS
MUNICÍPIOS BRASILEIROS: UMA ANÁLISE UTILIZANDO *PROPENSITY SCORE*
MATCHING E *PROPENSITY SCORE* GENERALIZADO

CURITIBA
2013

ELIDECIR RODRIGUES JACQUES

IMPACTO DAS COOPERATIVAS DE CRÉDITO SOBRE O PIB PER CAPITA DOS
MUNICÍPIOS BRASILEIROS: UMA ANÁLISE UTILIZANDO *PROPENSITY SCORE*
MATCHING E *PROPENSITY SCORE* GENERALIZADO

Dissertação apresentada como requisito parcial à obtenção do grau de Mestre em Desenvolvimento Econômico, no Curso de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico, Setor de Ciências Sociais Aplicadas, da Universidade Federal do Paraná.

Orientador: Prof. Dr. Flávio de Oliveira Gonçalves

CURITIBA
2013

Jacques, Elidecir Rodrigues

Impacto das cooperativas de crédito sobre o PIB per capita dos municípios brasileiros: uma análise utilizando *propensity score matching* e *propensity score* generalizado / Elidecir Rodrigues Jacques. - 2013.

96 f.

Orientador: Flávio de Oliveira Gonçalves.

Dissertação (mestrado) - Universidade Federal do Paraná, Setor de Ciências Sociais Aplicadas, Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico. Defesa: Curitiba, 2013.

1. Cooperativas de crédito - Brasil. 2. Produto interno bruto. 3. Brasil - Municípios - Desenvolvimento econômico. I. Gonçalves, Flavio de Oliveira. II. Universidade Federal do Paraná. Setor de Ciências Sociais Aplicadas. Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico. IV. Título.

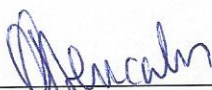
CDD 334.2

TERMO DE APROVAÇÃO

ELIDECIR RODRIGUES JACQUES

IMPACTO DAS COOPERATIVAS DE CRÉDITO SOBRE O PIB PER CAPITA DOS
MUNICÍPIOS BRASILEIROS: UMA ANÁLISE UTILIZANDO *PROPENSITY SCORE*
MATCHING E *PROPENSITY SCORE* GENERALIZADO

Dissertação aprovada como requisito parcial para obtenção do grau de Mestre no
Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico, Setor de Ciências
Sociais e Aplicadas, Universidade Federal do Paraná, pela seguinte banca
examinadora:



Prof. Dr. Flávio de Oliveira Gonçalves
Orientador – Departamento de Economia, UFPR



Prof. Dr. Armando Vaz Sampaio
Departamento de Economia, UFPR



Dr. Sidney Soares Chaves
Banco Central do Brasil

Curitiba, 13 de março de 2013.

Dedico esse trabalho às pessoas mais importantes da minha vida: minha esposa Gilmara e meus filhos Maria Eduarda e Leonardo.

AGRADECIMENTOS

A Deus, que muito tem me abençoado.

Ao meu orientador, Prof. Dr. Flávio de Oliveira Gonçalves, pela orientação e pela amizade.

Ao meu orientador técnico do Banco Central do Brasil, Sr. José Ângelo Mazzillo Júnior, pelo acompanhamento e apoio durante todo o mestrado.

À equipe do Departamento de Monitoramento do Sistema Financeiro (Desig) do Banco Central do Brasil em Belo Horizonte, em especial, ao Sr. Ewerton Luiz Veloso Júnior, pela atenção, paciência e cordialidade.

À equipe da Universidade Banco Central do Brasil (UniBacen) responsável pelo Programa de Pós Graduação da instituição, pelo apoio dado durante a realização do curso.

Cooperatives are a reminder to the international community that it is possible to pursue both economic viability and social responsibility.

Ban Ki-moon, Secretário-Geral das Nações Unidas.

RESUMO

As evidências empíricas indicam uma relação forte entre desenvolvimento financeiro e crescimento econômico, sendo que a maioria dos trabalhos demonstra que esta relação é direta, ou seja, que o desenvolvimento financeiro se constitui em uma alavanca para o crescimento econômico. Nesse sentido, o crédito aparece como uma das principais variáveis a ser considerada, sendo natural pensar no crédito fornecido pelos bancos. Entretanto, num país de grandes dimensões como o Brasil, ainda existem municípios desprovidos de agências bancárias e, portanto, sem acesso ao crédito bancário. As cooperativas de crédito aparecem como instituições alternativas no fornecimento de crédito, com características distintas dos bancos, por sua importância para o desenvolvimento local. Isso porque as cooperativas assumem os riscos de suas aplicações em prol da comunidade em que se localizam, promovendo o desenvolvimento local através da formação de poupança e do microcrédito direcionado a iniciativas empresariais locais. Este trabalho mensura o impacto das cooperativas de crédito nos municípios brasileiros usando dois métodos distintos de avaliação de tratamento: o *propensity score matching* (PSM), para avaliar o impacto da existência de cooperativas sobre o PIB per capita e o *propensity score* generalizado (GPS), para identificar uma função de dose-resposta do impacto do crédito de cooperativas sobre o PIB per capita. Este último método foi usado como forma de amenizar as relações espaciais existentes ao se considerar apenas a presença ou ausência das cooperativas. Os métodos de avaliação de tratamento foram preferidos a regressões por MQO por considerarem características observáveis que afetam a probabilidade de existência de cooperativas nos municípios, por estimarem o efeito e não a correlação entre as variáveis de interesse, por utilizar formas funcionais mínimas e por sua validade não se basear em suposições fortes. A análise por PSM indicou impactos médios do crédito de cooperativas sobre o PIB per capita que variaram de R\$ 672 a R\$ 3.171, usando quatro métodos distintos de pareamento para amostras de 2.395 (vizinhos mais próximos), 1.814 (raio), 1.415 (estratificação) e 1.588 municípios (kernel), com coeficientes significativos a 5% e 10% para o pareamento por raio e kernel, respectivamente. Uma regressão ponderada pelos *propensity scores* utilizando uma função de produção clássica mostrou evidências de que o PIB per capita dos municípios com cooperativas é cerca de 14% maior que o dos municípios sem cooperativas, *ceteris paribus*. A função dose-resposta utilizando o GPS para uma amostra de 1.234 observações, por outro lado, mostrou evidências de que os níveis de crédito de cooperativas estão relacionados com maiores níveis de PIB per capita, com um crescimento não linear à medida que esse nível aumenta. Parece haver, portanto, um impacto positivo da presença de cooperativas de crédito sobre o nível de renda, porém com pouca significância, o que exigiria testes de robustez e outros métodos para verificar a relação de causalidade.

Palavras-chave: Cooperativas. Crédito. Crescimento. *Propensity Score*. Avaliação de tratamento. Função dose-resposta.

ABSTRACT

Empirical evidences indicate a strong relationship between financial development and economic growth and most studies demonstrate that this relationship is direct, i.e., that financial development constitutes a lever for economic growth. In this sense, credit appears as one of the main variables to be considered, and it is natural to think of credit provided by banks. Meanwhile, in a large country like Brazil, there are still municipalities lacking banking agencies and therefore with no access to bank credit. Credit unions appear as alternative institutions in providing credit, with distinct characteristics of banks, given their importance for local development. That's because unions assume the risk of their applications for the community where they are located, promoting local development through the formation of savings and microcredit directed to local business initiatives. This study measures the impact of credit unions in Brazilian municipalities using two distinct methods of treatment evaluation: the propensity score matching (PSM) to evaluate the impact of the existence of credit unions on GDP per capita and the generalized propensity score (GPS) to identify a dose-response function of the impact of credit unions on GDP per capita. The latter method is a way to soften the existing spatial relationships when considering only the presence or absence of credit unions. The treatment evaluation methods were preferred to OLS regressions because they consider observable characteristics that affect the probability of existence of cooperatives, they estimate the effect and not the correlation between the variables of interest, they use minimal functional forms and because its validity is not based on strong assumptions. The PSM analysis indicated average impact of credit unions on GDP per capita ranging from R\$ 672 to R\$ 3,171, using four different methods for samples of 2,395 (nearest neighbors), 1,814 (radius), 1,415 (stratification) and 1,588 municipalities (kernel), with significant coefficients at 5% and 10% for radius and kernel matching, respectively. A regression weighted by propensity scores using a classical production function showed evidence that the GDP per capita of municipalities with cooperatives is about 14% higher than municipalities without cooperatives, *ceteris paribus*. The dose-response function using the GPS for a sample of 1,234 observations, moreover, showed evidence that the levels of credit cooperatives always produce a positive effect on GDP per capita, at around R\$12,000, with a nonlinear growth when this level is increased. There seems to be, therefore, a positive impact of the presence of credit unions on the level of income, but with little significance, requiring robustness tests and other methods to verify the causal relationship.

Key-words: Unions. Credit. Growth. *Propensity Score*. Treatment evaluation. Dose-response function.

LISTA DE FIGURAS

FIGURA 1 – ESTIMADOR LOWESS QUANTIDADE DE COOPERATIVAS X VARIÁVEIS DO PSM	57
FIGURA 2 – GRÁFICO PIB PER CAPITA 2010 X PROPENSITY SCORE	61
FIGURA 3 – DISTRIBUIÇÃO DO CRÉDITO DE COOPERATIVAS NOS MUNICÍPIOS BRASILEIROS EM 2008.....	65
FIGURA 4 – GRÁFICO DE DISPERSÃO DA ESTATÍSTICA I DE MORAN GLOBAL	68
FIGURA 5 – HISTOGRAMA DA VARIÁVEL CRED_2008 – 4.186 OBSERVAÇÕES.....	71
FIGURA 6 – HISTOGRAMA DA VARIÁVEL CRED_2008 – 1.234 OBSERVAÇÕES.....	72
FIGURA 7 – FUNÇÃO DOSE-RESPOSTA.....	74

LISTA DE QUADROS

QUADRO 1 – NOTAÇÃO UTILIZADA.....	42
QUADRO 2 – VARIÁVEIS USADAS NO PROPENSITY SCORE	55

LISTA DE TABELAS

TABELA 1 – PARTICIPAÇÃO DAS COOPERATIVAS DE CRÉDITO NOS AGREGADOS FINANCEIROS DO SEGMENTO BANCÁRIO DO SFN	17
TABELA 2 - DISTRIBUIÇÃO DAS SEDES DAS COOPERATIVAS DE CRÉDITO (1994-2009).....	18
TABELA 3 – DISTRIBUIÇÃO REGIONAL DAS OPERAÇÕES DE CRÉDITO DO COOPERATIVISMO DE CRÉDITO (R\$ MIL).....	18
TABELA 4 – QUANTIDADE DE COOPERATIVAS DE CRÉDITO POR TIPO E RAMO DE ATIVIDADE.....	34
TABELA 5 – ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DAS VARIÁVEIS USADAS NO PROPENSITY SCORE	56
TABELA 6 – ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DAS VARIÁVEIS: GRUPO DE TRATAMENTO E DE CONTROLE	58
TABELA 7 – IMPACTO DAS COOPERATIVAS NO PIB PER CAPITA: VÁRIAS ESTIMATIVAS DE EFEITO DO TRATAMENTO.....	59
TABELA 8 – ESTIMATIVAS DOS PROPENSITY SCORES (LOGIT)	60
TABELA 9 – ESCORES DE PROPENSÃO POR BLOCOS.....	60
TABELA 10 – ESTIMATIVAS POR PSM COM DIFERENTES MÉTODOS DE PAREAMENTO	61
TABELA 11 – REGRESSÃO PONDERADA POR PROPENSITY SCORES	62
TABELA 12 – ESTATÍSTICA I DE MORAN GLOBAL	67
TABELA 13 – ESTATÍSTICA I DE MORAN LOCAL.....	68
TABELA 14 – ESTATÍSTICAS E ESTIMATIVAS PARA <i>PROPENSITY SCORE</i> GENERALIZADO	72
TABELA 15 – INTERVALOS DE TRATAMENTO PARA O GPS	73

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	12
2 CRÉDITO, COOPERATIVISMO E CRESCIMENTO.....	19
2.1 CRÉDITO E CRESCIMENTO ECONÔMICO	19
2.2 COOPERATIVISMO DE CRÉDITO.....	26
2.2.1 Histórico do cooperativismo	26
2.2.2 Cooperativismo de crédito no Brasil.....	28
2.2.3 Cooperativismo de crédito e crescimento econômico	36
3 AVALIAÇÃO DE IMPACTO UTILIZANDO PROPENSITY SCORE MATCHING E SUA VERSÃO GENERALIZADA	40
3.1 PROPENSITY SCORE MATCHING (PSM)	42
3.2 GENERALIZED PROPENSITY SCORE (GPS)	49
4 RESULTADOS OBTIDOS COM <i>PROPENSITY SCORE MATCHING</i> E SUA VERSÃO GENERALIZADA.....	52
4.1 RESULTADOS PARA <i>PROPENSITY SCORE MATCHING</i>	52
4.2 RESULTADOS PARA <i>PROPENSITY SCORE</i> GENERALIZADO.....	70
5 CONCLUSÃO E CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	75
REFERÊNCIAS.....	78
APÊNDICE.....	85

1 INTRODUÇÃO

A importância do crédito para o desenvolvimento econômico é assunto debatido na academia há décadas, haja vista os trabalhos seminais de Gurley & Shaw (1955), Goldsmith (1969) e McKinnon (1973), que buscam explicações convincentes entre algumas variáveis financeiras e crescimento econômico. De um ponto de vista não tão convencional, as abordagens contemporâneas geralmente retomam os trabalhos de Schumpeter (1911) e de Keynes (1996).

Pode-se dizer que Schumpeter (1911) foi quem primeiro constatou teoricamente a relação direta entre finanças (crédito) e desenvolvimento econômico em nível nacional (KING; LEVINE, 1993a).

Keynes (1996) esboçou alguns argumentos que sugerem a importância do setor financeiro (da moeda e do crédito) para manter a demanda efetiva num nível compatível com o pleno emprego da força de trabalho.

A existência de um sistema bancário minimamente desenvolvido pode permitir a acumulação num nível superior àquele que seria viável pela simples acumulação de poupanças prévias, o que tende a dinamizar com a atividade econômica real tanto no curto quanto no longo prazo (STUDART, 1993).

A maioria das evidências empíricas aponta para uma relação robusta entre desenvolvimento do sistema financeiro e crescimento econômico. Entretanto, quando se busca a relação de causalidade entre essas variáveis, há controvérsia. No estudo seminal de King & Levine (1993a), concluiu-se que altos níveis de desenvolvimento financeiro estão positivamente associados com o desenvolvimento econômico para uma amostra de 80 países no período de 1960-1989.

Numa perspectiva regional e considerando o fenômeno da integração financeira internacional, Guiso, Sapienza, & Zingales (2004) questionaram se as instituições financeiras domésticas são irrelevantes para o desenvolvimento econômico local. As evidências encontradas para as regiões italianas sugerem que o desenvolvimento financeiro local é sim importante, a despeito da forte integração europeia em período recente. Além do mais, estes autores sugerem de forma inovadora que o desenvolvimento financeiro local tem importância diferenciada para o caso de firmas pequenas e grandes.

Também considerando a dimensão regional da relação entre crédito e desenvolvimento econômico, Onder & Ozyildirim (2009) encontraram evidências de que os bancos estatais na Turquia não são eficazes para a redução das desigualdades regionais neste país, pois eles contribuem para o crescimento de regiões relativamente mais desenvolvidas e não contribuem para o crescimento das regiões menos desenvolvidas, o que é um resultado paradoxal.

Yonamini (2007) também mostra, com base na metodologia das séries temporais com dados agregados coletados trimestralmente para o Brasil (1996-2004), que o desenvolvimento financeiro (medido pela razão entre M2 e PIB), o grau de confiabilidade do público no sistema financeiro (medido pela razão entre ativos do público confiados ao sistema financeiro e o produto agregado) e o crédito privado Granger-causam o crescimento econômico. A partir deste resultado, e tomando por base as sugestões contidas em Arestis & Demetriades (1999), a autora constata que o sistema financeiro brasileiro é baseado em bancos.

Já Rocha & Nakane (2007) utilizaram a metodologia dos dados em painel levando em conta os estados brasileiros no período de 1995 a 2002. Fazendo o uso do conceito de casualidade de Granger aplicado num painel de dados, estes autores sugerem que, para uma amostra coletada anualmente, os componentes exógenos dos indicadores financeiros são estatisticamente significantes para a determinação do produto nos estados brasileiros, ou seja, pôde-se afirmar que os indicadores financeiros Granger-causam produto. O mesmo não ocorre quando se utiliza uma periodicidade mensal.

Em perspectiva parecida, Missio, Jayme Jr. & Oliveira (2010) também coletaram evidências acerca da relação entre desenvolvimento do sistema financeiro e crescimento econômico considerando os estados brasileiros mais o Distrito Federal. Com a técnica dos mínimos quadrados ordinários e o índice de King & Levine (1993b), os resultados foram coerentes com o esperado a priori: maior desenvolvimento do sistema financeiro impacta positivamente o nível de renda estadual. Porém, quando foi utilizado o índice de Marques Jr. & Porto Jr. (2004), os resultados encontrados foram ambíguos. Em seguida, com o auxílio da técnica das regressões quantílicas, os autores conseguiram verificar, de forma inovadora, uma relação negativa entre desenvolvimento do sistema financeiro e o nível de renda dos estados brasileiros menos desenvolvidos.

O que se percebe na literatura é que há certo consenso sobre a importância do crédito para o desenvolvimento econômico. Seguindo a linha de Yonamini (2007), o sistema financeiro brasileiro é baseado em bancos e esses estão presentes, sobretudo em regiões mais desenvolvidas. De acordo com o Relatório de Inclusão Financeira (BANCO CENTRAL DO BRASIL, 2011), em 2010, 38% dos municípios brasileiros encontravam-se desassistidos de agência bancária. Considerando apenas a região Nordeste, esse percentual passa a 52%. Apesar de aparentemente altos os percentuais, parte dos serviços bancários é suprida por meio de outros pontos de atendimento como os postos de atendimento bancário, os postos avançados de atendimento, os postos de atendimento bancário eletrônico, os postos de atendimento cooperativo, os postos de atendimento ao microcrédito e os correspondentes.

Dessa forma, a ausência de agências bancárias em boa parte dos municípios brasileiros, seja por inviabilidade econômica na avaliação das instituições bancárias ou por qualquer outro motivo, deixa parcela da população carente de um importante instrumento para o crescimento regional e, conseqüentemente, do país: o crédito.

Uma das formas alternativas que vem sendo utilizada para suprir essa carência é a instituição de cooperativas de crédito. Quando se trata de crédito e sistema financeiro brasileiro, a maior parte dos estudos restringe-se, naturalmente, ao sistema bancário, havendo uma escassez de trabalhos que abordem o cooperativismo de crédito dentro dessa perspectiva (SILVA, 2011).

O sistema cooperativo de crédito (SCC) possui uma posição minoritária dentro do Sistema Financeiro Nacional (SFN). Por exemplo, em junho de 2010, ele respondia por pouco mais de 2% do total de crédito do SFN. Dois fatos podem ser mencionados para indicar a importância do cooperativismo: a criação, em 2005, no Banco Central do Brasil (BCB), do Departamento de Supervisão de Cooperativas e de Instituições Não Bancárias (Desuc), e a escolha do ano de 2012 pela Organização das Nações Unidas (ONU) para ser o Ano Internacional das Cooperativas.

A motivação deste trabalho não reside no volume de crédito que pode ser oferecido pelo SCC, mas na sua importância para o desenvolvimento local. Isso se dá porque ele assume os riscos de suas aplicações em prol da comunidade em que as instituições se localizam, promovendo o desenvolvimento local através da

formação de poupança e do microcrédito direcionado a iniciativas empresariais locais (SOARES; MELO SOBRINHO, 2007). O SCC oferta serviços financeiros a um custo mais baixo em termos de taxas e tarifas. Dados do Banco Central mostram que as tarifas cobradas pelas cooperativas são, em geral, inferiores às do sistema bancário (SILVA, 2011).

Pergunta-se, portanto: qual é o impacto médio de uma cooperativa no PIB per capita dos municípios brasileiros? Qual seria esse impacto em municípios atendidos e não atendidos pelo sistema bancário? Em quais regiões seria interessante estimular a instituição de cooperativas de crédito, considerando a concorrência dos serviços oferecidos também por bancos?

Para responder a essas questões, este trabalho tem por objetivo geral verificar a importância e avaliar os impactos das instituições alternativas de crédito (cooperativas) sobre o desenvolvimento regional.

Para atingir o objetivo geral, este foi subdividido nos seguintes objetivos específicos:

- Discutir o papel do crédito no desenvolvimento local;
- Discutir o impacto das cooperativas de crédito no desenvolvimento local; e
- Apresentar e desenvolver metodologia para analisar econometricamente esse impacto.

A importância do crédito tem sido objeto de estudo por vários pesquisadores, como apresentado anteriormente. Entretanto, como afirmou Silva (2011), a maioria dos estudos foca no crédito fornecido pelo setor bancário. Além disso, uma análise quase experimental, como a proposta neste trabalho, que permite avaliar a causalidade estrita entre cooperativas de crédito e desenvolvimento local, não foi encontrada nos trabalhos investigados, sendo essa a principal contribuição da pesquisa.

A importância crescente dada ao segmento das cooperativas de crédito vem chamando atenção, desde 2003, quando houve uma abertura oficial ao crédito cooperativo concretizado com duas Resoluções do Banco Central do Brasil: a 3.106 (25/06), dirigida à inclusão social de pequenos empresários, microempresários e microempreendedores, via cooperativas de crédito; e a Resolução 3.140 (27/11), que estendeu a médios e grandes empresários, idêntica oportunidade para a constituição de cooperativas de crédito (PINHO; PALHARES, 2004).

O setor cooperativo é de singular importância para a sociedade, na medida em que promove a aplicação de recursos privados e assume os correspondentes riscos em favor da própria comunidade na qual se desenvolve. Por representar iniciativas diretamente promovidas pelos cidadãos, é importante para o desenvolvimento local, especialmente nos aspectos de formação de poupança e de financiamento de iniciativas empresariais, que trazem benefícios evidentes em termos de geração de empregos e de distribuição de renda.

Economias mais maduras já o utilizam, há muito tempo, como instrumento impulsionador de setores econômicos estratégicos. Os principais exemplos são encontrados na Europa, especialmente Alemanha, Bélgica, Espanha, França, Holanda e Portugal. Merecem destaque, também, as experiências americana, canadense e japonesa. Segundo dados dos anos de 2000, fornecidos pela Agência de Estatística da União Europeia (Eurostat), 46% do total das instituições de crédito da região eram cooperativas que participavam com a expressiva marca de 15% da intermediação financeira (ALVES; SOARES, 2004).

O que se percebe no Brasil é que as cooperativas de crédito, apesar de sua importância ter crescido nos últimos anos, ainda possuem baixa representatividade em termos do percentual do volume de crédito oferecido pelo SFN. Em 2010, a participação das operações de crédito das cooperativas nos agregados financeiros do segmento bancário era de 2,13. Para se ter uma ideia, na Alemanha, a participação do cooperativismo de crédito, em maio de 2010, era de 27% dos empréstimos para pequenas e médias empresas e 29% do total dos depósitos. Na Holanda, o cooperativismo de crédito é representado pelo Rabobank Nederland, maior provedora de serviços financeiros no mercado holandês, compreendendo 153 cooperativas de crédito locais e cerca de 39% do total dos empréstimos para pequenas e médias empresas e 43% do total de depósitos (BANCO CENTRAL DO BRASIL, 2011).

No âmbito do SFN, constata-se um movimento expansionista do cooperativismo de crédito a partir da década de 1990. Esse segmento vem se constituindo importante elemento no incremento econômico de regiões estagnadas, proporcionando inclusão financeira para parcela da população de menor poder aquisitivo, gerando emprego e renda, auxiliando na redução da pobreza e contribuindo para o aumento da eficiência do SFN (CHAVES, 2011). O autor, ao discorrer sobre o cooperativismo de crédito no Brasil, mostra que, apesar da restrita

participação no SFN, há significativo crescimento relativo na composição dos ativos, em operações de crédito, depósitos e patrimônio líquido, conforme pode ser observado na TABELA 1, no período marcado pelo aumento do grau de concentração bancária, pela internacionalização do sistema financeiro brasileiro e pela redução dos bancos públicos, provocados pelo processo de privatização.

TABELA 1 – PARTICIPAÇÃO DAS COOPERATIVAS DE CRÉDITO NOS AGREGADOS FINANCEIROS DO SEGMENTO BANCÁRIO DO SFN

ANO	PARTICIPAÇÃO NO PATRIMÔNIO LÍQUIDO	PARTICIPAÇÃO NOS ATIVOS	PARTICIPAÇÃO NOS DEPÓSITOS	PARTICIPAÇÃO NAS OP. DE CRÉDITO
1994	0,70%	0,18%	0,11%	0,31%
1995	1,36%	0,21%	0,14%	0,40%
1996	1,19%	0,25%	0,24%	0,47%
1997	1,68%	0,31%	0,34%	0,65%
1998	1,83%	0,40%	0,44%	0,83%
1999	1,89%	0,52%	0,60%	1,01%
2000	2,09%	0,60%	0,81%	1,08%
2001	2,23%	0,71%	0,99%	1,38%
2002	2,57%	0,83%	1,10%	1,50%
2003	2,91%	0,99%	1,33%	1,84%
2004	3,24%	1,14%	1,43%	2,05%
2005	3,57%	1,20%	1,49%	2,04%
2006	3,53%	1,26%	1,67%	2,01%
2007	3,48%	1,23%	1,75%	2,08%
2008	3,36%	1,15%	1,47%	2,23%
2009	3,54%	1,29%	1,64%	2,27%
2010	3,59%	1,35%	1,91%	2,13%

FONTE: BANCO CENTRAL DO BRASIL (2011)

Além disso, quanto à distribuição geográfica das sedes do cooperativismo de crédito, observa-se que, entre 1994 e 2009, o segmento reduziu sua participação relativa apenas na região Sudeste (TABELA 2), com maiores concentrações nas regiões mais desenvolvidas economicamente. As causas mais relevantes dessa imperfeita distribuição espacial do cooperativismo de crédito estão correlacionadas com as disparidades do grau de desenvolvimento econômico regional, nível de renda da população, carência de visão associativista e raízes históricas e culturais (CHAVES, 2011).

TABELA 2 - DISTRIBUIÇÃO DAS SEDES DAS COOPERATIVAS DE CRÉDITO (1994-2009)

REGIÃO	QUANTIDADE DE COOPERATIVAS POR REGIÃO					PARTICIPAÇÃO PERCENTUAL POR REGIÃO				
	1994	1998	2002	2006	2009	1994	1998	2002	2006	2009
Norte	38	58	82	78	82	4,20	4,84	5,73	5,37	5,84
Nordeste	78	105	154	152	147	8,61	8,76	10,77	10,47	10,46
Centro-Oeste	75	95	129	122	123	8,28	7,93	9,02	8,40	8,75
Sudeste	546	717	760	720	655	60,26	59,85	53,15	49,59	46,62
Sul	169	223	305	380	398	18,65	18,62	21,33	26,17	28,33
Total	906	1.198	1.430	1.452	1.405	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00

FONTE: CHAVES (2011, p. 84)

Com relação às operações de crédito, um panorama do período de 2006 a 2009 revela que as regiões Sul e Sudeste lideravam as estatísticas de oferta de crédito (cerca de 80%). Por outro lado, a presença nas regiões Norte e Nordeste era muito modesta, com o somatório de apenas 6%, alcançado em 2009, o que representa metade da média apresentada pela região Centro-Oeste no período de 2006 a 2009 (TABELA 3).

TABELA 3 – DISTRIBUIÇÃO REGIONAL DAS OPERAÇÕES DE CRÉDITO DO COOPERATIVISMO DE CRÉDITO (R\$ MIL)

REGIÃO	2006	%	2007	%	2008	%	2009	%
Norte	245.100	2,19%	203.619	1,82%	376.659	1,82%	406.422	1,71%
Nordeste	476.182	4,25%	318.160	2,84%	819.783	3,97%	1.021.647	4,29%
Centro-Oeste	1.454.465	12,99%	1.241.166	11,10%	2.746.634	13,29%	3.231.480	13,57%
Sudeste	4.654.489	41,56%	4.536.205	40,55%	7.609.626	36,81%	8.675.662	36,44%
Sul	4.369.770	39,02%	4.886.957	43,69%	9.117.306	44,11%	10.473.492	43,99%
Brasil	11.200.006	100,00%	11.186.107	100,00%	20.670.008	100,00%	23.808.703	100,00%

FONTE: CHAVES (2011, p. 88)

Aspectos como menor custo do capital quando comparado com o sistema bancário, caráter social ao invés de privado da cooperativa, vínculo com a comunidade na qual os recursos da cooperativa são aplicados, mostram que esse segmento pode ser importante para o desenvolvimento econômico de regiões mais pobres.

Para contemplar os aspectos mencionados, esta dissertação está dividida em mais quatro seções além desta introdução. Na seção 2, será realizada uma revisão da literatura sobre crédito e um breve histórico sobre o cooperativismo no Brasil. O modelo teórico a ser usado para avaliar o impacto das cooperativas será abordado na seção 3. A seção 4 tratará dos dados empíricos e a seção 5 apresenta as conclusões.

2 CRÉDITO, COOPERATIVISMO E CRESCIMENTO

Quando se fala em crédito cooperativo, faz-se necessário realizar uma revisão conceitual sobre o papel do crédito no desenvolvimento econômico e como as cooperativas se inserem nesse contexto. Dessa forma, na subseção 2.1 será tratada a questão do crédito; o tema na subseção 2.2 será o cooperativismo, incluindo os principais conceitos e um breve histórico de seu desenvolvimento no Brasil e na seção 2.3 serão apresentados os resultados de alguns trabalhos envolvendo cooperativismo e desenvolvimento econômico.

2.1 CRÉDITO E CRESCIMENTO ECONÔMICO

De acordo com King & Levine (1993a), Schumpeter (1911) foi quem primeiro constatou teoricamente a relação direta entre finanças (crédito) e desenvolvimento econômico em nível nacional. Keynes (1996) também esboçou alguns argumentos sugerindo a importância do setor financeiro (da moeda e do crédito) para manter a demanda efetiva num nível compatível com o pleno emprego da força de trabalho. De acordo com a percepção keynesiana, o sistema econômico é governado pela incerteza não probabilística e a decisão de investimento no capitalismo é influenciada, dentre outras coisas, por variáveis expectativas. Um sistema financeiro bem desenvolvido reduz incerteza, beneficia o crescimento de curto e longo prazo e, nesse contexto, a moeda nunca é neutra e tem impacto nas variáveis reais da economia (oferta e demanda).

Entretanto, não há consenso sobre o papel do setor financeiro no crescimento econômico. O tema não é sequer discutido pelos pioneiros do desenvolvimento econômico e Robert Lucas descarta a possibilidade de que finanças seja uma variável determinante para o crescimento econômico (LEVINE, 2004). Robinson (1952), por exemplo, afirma que onde a empresa lidera, as finanças acompanham, indicando que variáveis financeiras, como o crédito, não causam crescimento, apenas respondem a alterações na demanda do setor real.

Em outro extremo, para Miller (1998), a ideia de que o mercado financeiro contribui para o crescimento econômico é uma proposição muito óbvia para uma

discussão séria. Bagehot (1873), Schumpeter (1911), Gurley & Shaw (1955), Goldsmith (1969) e McKinnon (1973) rejeitam a ideia de que o nexo entre crescimento e variáveis financeiras possa ser ignorado sem limitar substancialmente o entendimento sobre crescimento econômico.

Para Levine (2004), o volume de pesquisa existente sugere que: a) países com melhor funcionamento de bancos e mercados crescem mais rápido, mas o volume de bancos e mercados de ações do país não importa muito; b) o viés de simultaneidade parece não levar a essas conclusões; e c) um melhor funcionamento do sistema financeiro reduz restrições financeiras externas que impedem a expansão industrial e da firma, sugerindo a existência de um mecanismo através do qual o desenvolvimento financeiro favorece o crescimento.

Estudos recentes da literatura ortodoxa têm reforçado a importância do lado financeiro como explicação para o processo de crescimento. Tais estudos remontam a trabalhos seminais de Gurley & Shaw (1955) e Goldsmith (1969), buscando explicar o fato estilizado de forte correlação entre crescimento econômico e variáveis financeiras. É recente o entendimento da ortodoxia quanto à importância do sistema financeiro como fonte de crescimento econômico. A importância desse sistema reside não só na capacidade de aumentar a captação de recursos, mas principalmente na habilidade em alterar estas alocações, podendo ter, dessa maneira, forte impacto sobre o crescimento tecnológico e a produtividade.

A relação controversa entre desenvolvimento do Sistema Financeiro e crescimento está refletida nos tipos de estudos sobre o assunto: poucos modelos formais e muitos trabalhos empíricos.

Levine (2004) considera o processo de intermediação financeira como a canalização de recursos de unidades superavitárias (poupadores) para unidades deficitárias (investidores). Através desse processo, os agentes econômicos que possuem oportunidades de investimento produtivo obtêm os fundos necessários para a realização de seus planos de investimento. Argumenta, ainda, que, num cenário com informação perfeita, mercados completos e sem fricções, os intermediários seriam desnecessários. Os poupadores não conseguem, portanto, identificar todas as oportunidades de investimento da mesma forma que os investidores não têm a capacidade de identificar todas as oportunidades de financiamento. Os intermediários financeiros contribuem para uma alocação mais eficiente dos recursos produtivos, impulsionando o crescimento econômico.

Ainda segundo Levine (2004), os sistemas financeiros possuem cinco grandes funções, abaixo resumidas, juntamente com os principais autores que as representam:

- a) Produzir informações sobre possíveis investimentos e alocar capital. Allen (1990), Bhattacharya & Pfleiderer (1985) e Ramakrishnan & Thakor (1984) desenvolveram modelos onde os intermediários financeiros surgem para produzir informações sobre firmas e vendê-las para poupadores. Para Boyd & Prescott (1986), o intermediário não necessariamente mobiliza poupança nem investe esses fundos em firmas através de contratos. O aspecto a ser considerado nesses modelos é que o intermediário financeiro melhora a avaliação *ex ante* da oportunidade de investimento com consequências positivas na alocação de recurso. Greenwood & Jovanovic (1989) modelam formalmente as interações dinâmicas entre finanças e crescimento. Concluem que, além de identificar as melhores tecnologias de produção, os intermediários financeiros podem também aumentar a taxa de inovação tecnológica ao identificar os empresários com melhores chances de iniciar novos produtos e processos de produção.
- b) Monitorar investimentos e exercer governança corporativa após conceder financiamento. Em termos de crescimento econômico, uma quantidade razoável de modelos mostra que intermediários financeiros funcionando bem influenciam o crescimento impulsionando a governança corporativa. Para Bencivenga & Smith (1993), intermediários financeiros melhoram a governança corporativa através da economia de custos de monitoramento, reduzem o racionamento de crédito e, assim, aumentam a produtividade, a acumulação de capital e crescimento. Boyd & Smith (1992) consideram que as diferenças na qualidade da intermediação financeira entre países podem ter grandes consequências para o fluxo internacional de capital e as taxas de crescimento econômico. O capital pode fluir dos países onde ele é abundante para aqueles onde é escasso se os países com sobra de capital possuem intermediários financeiros mais efetivos no exercício do controle corporativo. Assim, embora o produto físico de capital seja maior nos países com capital escasso, os investidores reconhecem que seus retornos reais dependem crucialmente do monitoramento efetuado por

intermediários. Assim, uma intermediação financeira ruim leva a uma alocação de capital não ótima.

- c) Facilitar a negociação, a diversificação e o gerenciamento do risco. Com a necessidade de informações e os custos de transação, os contratos financeiros, mercados e intermediários podem surgir para facilitar a negociação, a cobertura e a partilha de risco, com implicações para a alocação de recursos e de crescimento. A habilidade do sistema financeiro em fornecer serviços de diversificação de risco pode afetar o crescimento econômico de longo prazo através da alteração da alocação de recursos e taxa de poupança. No geral, os poupadores são avessos ao risco, mas são os projetos mais arriscados que trazem maiores retornos. Acemoglu & Zilibotti (1997) modelaram cuidadosamente as ligações entre risco *cross-sectional*¹, diversificação e crescimento. Eles assumem que: (i) com alto retorno, os projetos arriscados são frequentemente indivisíveis e exigem um grande investimento inicial; (ii) pessoas são avessas ao risco; (iii) existem projetos seguros, com baixo retorno; e (iv) o capital é escasso. Na ausência de arranjos financeiros que permitem aos agentes manter portfólios diversificados, os agentes evitarão os projetos arriscados de alto retorno porque exigem que os agentes invistam desproporcionalmente em esforços arriscados. Os estudos de King & Levine (1993b) consideram que a diversificação do risco pode estimular a atividade inovadora e os sistemas financeiros podem melhorar o compartilhamento de riscos intertemporalmente, a exemplo dos choques macroeconômicos, cujos riscos podem ser diversificados através de gerações. Para Jacoby (1994), sistemas financeiros podem também promover a acumulação de capital humano. Nos estudos de Gregorio (1996) e Galor & Zeira (1993), os arranjos financeiros podem facilitar o empréstimo para a acumulação de habilidades. Se acumulação de capital humano não está sujeita a retornos decrescentes em um nível social, os arranjos financeiros que facilitam a criação de capital humano aceleram o crescimento econômico. Aghion, Angeletos, Banerjee & Manova (2004) focaram em como a habilidade das

¹ Riscos *cross-sectional* são os riscos associados a projetos individuais, firmas, indústrias, regiões, países etc. Bancos, fundos mútuos e mercados de seguros podem fornecer instrumentos para negociação, agrupamento e diversificação do risco.

firmas para acessar o crédito durante o processo produtivo influencia a inovação e o crescimento de longo prazo quando as firmas se deparam com choques macroeconômicos (por exemplo, recessões). Eles desenvolveram um modelo em que as firmas podem aplicar em investimentos de curto prazo e baixo retorno ou em algo mais arriscado: pesquisa e desenvolvimento que fomentem o crescimento. Nesse contexto, sistemas financeiros que são menos hábeis para fornecer às firmas fundos para facilitar esses custos de ajuste irão dificultar a inovação.

- d) Mobilizar e reunir poupança. Sistemas financeiros que são mais efetivos em captar poupança de indivíduos podem afetar profundamente o desenvolvimento econômico aumentando o nível de poupança, explorando economias de escala e superando a indivisibilidade de investimento. Bagehot (1873) argumentou que a principal diferença entre a Inglaterra e outros países mais pobres era que na Inglaterra, o sistema financeiro era capaz de mobilizar recursos para grandes trabalhos. Acemoglu & Zilibotti (1997) mostram que, com projetos amplos e indivisíveis, os acordos financeiros que mobilizam a poupança de grande quantidade de indivíduos diferentes para possibilitar o investimento em uma carteira diversificada de projetos de risco facilitam uma realocação de investimentos para atividades de maior retorno, trazendo consequências positivas sobre o crescimento econômico.
- e) Facilitar a troca de bens e serviços. Arranjos financeiros que baixam os custos de transação podem promover a especialização, a inovação tecnológica e o crescimento. Smith (1776) argumentou que a divisão do trabalho – especialização – é o principal fator subjacente a melhorias na produtividade. Com maior especialização, os trabalhadores criarão máquinas melhores ou melhores processos produtivos. No modelo de Greenwood, Smith & Bruce D. (1997), a redução nos custos de transação não estimula a invenção de novas e melhores tecnologias. Ao invés disso, custos de transação menores expandem o conjunto de processos de produção “*on the shelf*”, que são economicamente atrativos. O modelo define mercado como um sistema para suportar processos de produção mais especializados.

Outra questão que se pode levantar é sobre a relação entre desenvolvimento financeiro, distribuição de renda e redução da pobreza. A teoria fornece previsões conflitantes sobre essa relação.

Banerjee & Newman (1993), Galor & Zeira (1993) e Aghion & Bolton (1997) mostram que assimetrias de informação produzem restrições de crédito que trazem mais consequências sobre os pobres pois eles não têm recursos para financiar seus próprios projetos, nem a garantia (muito menos as conexões políticas) para acesso ao crédito bancário. Em um nível mais geral, algumas teorias em economia política sugerem que um sistema financeiro funcionando melhor torna os serviços financeiros disponíveis a uma maior proporção da população.

Outros modelos colocam uma relação não linear entre finança e distribuição de renda. Greenwood & Jovanovic (1989) mostram como a interação do desenvolvimento econômico e financeiro pode dar origem a uma curva em U invertido representando a desigualdade de renda e desenvolvimento do sistema financeiro. Nos estágios iniciais de desenvolvimento financeiro, apenas alguns indivíduos relativamente ricos têm acesso aos mercados financeiros e, portanto, a projetos de maior retorno. Com o crescimento econômico global, mais pessoas podem pagar para o sistema financeiro formal, com desdobramentos positivos sobre o crescimento econômico. Com o sucesso econômico suficiente, todos participam no sistema financeiro, aproveitando toda a gama de benefícios. O efeito distributivo do desenvolvimento financeiro é, portanto, prejudicial para os pobres nos seus estágios iniciais, mas positivo, depois de um ponto de inflexão.

Quando se trata de trabalhos empíricos, podemos citar os trabalhos seminais de Gurley & Shaw (1955), *Financial aspects of economic development*, e de Goldsmith (1969), *Financial structure and development*. Os trabalhos empíricos ressurgem após os modelos de crescimento endógeno de Romer (1986) e Lucas (1988).

As discussões sobre desenvolvimento financeiro e crescimento econômico se intensificam a partir da segunda metade dos anos 80. Isso se deve à falta de adequação dos modelos neoclássicos às questões do desenvolvimento econômico.

Alguns dos trabalhos empíricos mais importantes são: Greenwood & Jovanovic (1989), Grossman & Helpman (1991), Bencivenga & Smith (1991), King & Levine (1992; 1993a e 1993b), Pagano (1993), Demirgüç-Kunt & Maksimovic (1996) e Arestis & Demetriades (1998). A maioria desses trabalhos confirma a hipótese de

que o desenvolvimento financeiro é um importante determinante do crescimento econômico.

No Brasil, alguns estudos empíricos envolvendo desenvolvimento financeiro e crescimento econômico podem ser citados. O trabalho de Triner (1996) aborda a evolução do sistema bancário brasileiro entre 1906 e 1930, procurando as relações entre desenvolvimento financeiro, industrialização e crescimento econômico. O autor conclui que há uma forte relação entre o funcionamento do sistema de intermediação financeira e o crescimento econômico, mostrando que existe uma relação mais forte com o crescimento industrial que com o do setor agrícola.

Arraes & Teles (2000) analisam o crescimento econômico no país, utilizando dois modelos, um endógeno e outro exógeno para o período de 1980 a 1993. Os autores concluem que existe uma relação positiva entre desenvolvimento financeiro e crescimento econômico, mas que esta relação é inversa no caso dos estados nordestinos, especialmente quando se analisa uma defasagem de vinte anos entre as variáveis. Como o progresso tecnológico é sempre um determinante do crescimento econômico, há evidências de que, mesmo no caso estudado, o desenvolvimento financeiro se integra ao crescimento econômico através do progresso tecnológico.

Monte & Távora Jr. (2000) estudam o impacto dos financiamentos regionais do Banco do Nordeste, da Superintendência do Desenvolvimento do Nordeste (SUDENE) e do Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES) sobre o crescimento do produto regional nos estados da região Nordeste. Os resultados mostram a existência de uma forte relação entre os financiamentos das três fontes mencionadas e o ritmo de crescimento econômico experimentado pela região a partir de 1981 até 1998.

Matos (2002) estuda a relação entre o desenvolvimento financeiro e o crescimento econômico no Brasil no período de 1947 a 2000, concluindo pela existência de uma relação causal (no sentido de Granger) positiva, unidirecional e significativa entre desenvolvimento financeiro e crescimento econômico. O autor afirma que os estímulos financeiros ao crescimento econômico ganham uma dimensão adicional quando se aborda a questão da confiabilidade institucional. Reformas que venham promover uma expansão no grau de confiança dos investidores promovem maior crescimento econômico.

Marques Jr. & Porto Jr. (2004) avaliam a causalidade entre desenvolvimento financeiro e crescimento econômico no período de 1950 a 2000 e verificam que o setor bancário determina o crescimento econômico. Quando se trata de mercado de capitais, os resultados são contraditórios.

Kroth & Dias (2006) realizam um estudo econométrico em painel de dados dinâmicos com 3.211 municípios entre 1999 e 2000 e verificaram a contribuição do crédito bancário e do capital humano sobre o crescimento econômico.

Rocha & Nakane (2007), utilizando o método de Causalidade de Granger para um painel de dados de estados brasileiros de 1995 a 2002, obtiveram resultados que indicam que desenvolvimento financeiro Granger-causa produto.

De modo geral, pode-se dizer que boa quantidade das teorias indica que o desenvolvimento financeiro determina o crescimento econômico. As evidências empíricas indicam uma relação forte entre desenvolvimento financeiro e crescimento econômico, sendo que a maioria dos trabalhos empíricos demonstra que esta relação é direta, ou seja, que o desenvolvimento financeiro se constitui em uma alavanca para o crescimento econômico.

Nesse contexto, cabe agora uma revisão da literatura sobre o cooperativismo de crédito para verificar o que diz a teoria sobre esse segmento que fomenta o crédito em várias regiões do Brasil e do mundo.

2.2 COOPERATIVISMO DE CRÉDITO

As sociedades cooperativas são sociedades de pessoas, com forma e natureza jurídica próprias, constituídas para prestar serviços aos associados. Nesta seção, tratar-se-á do histórico do cooperativismo, a situação do cooperativismo de crédito no Brasil e alguns trabalhos envolvendo cooperativas de crédito e crescimento econômico.

2.2.1 Histórico do cooperativismo

Em seu trabalho sobre a história da evolução normativa das cooperativas de crédito no Brasil, Pinheiro (2008) também tratou do histórico do cooperativismo de crédito, resumido a seguir.

O cooperativismo moderno, na forma como hoje são conhecidas as sociedades cooperativas, surgiu em 1844 na cidade inglesa de Rochdale, quando 28 tecelões fundaram uma cooperativa de consumo. Daí a surgir a primeira cooperativa de crédito não demorou muito. Três anos depois, em 1847, Friedrich Wilhelm Raiffeisen, natural da Renânia, criou no povoado de Weyerbusch/Westerwald (Alemanha) a primeira associação de apoio para a população rural, que, embora não fosse ainda uma cooperativa, serviria de modelo para a futura atividade cooperativista de Raiffeisen. As cooperativas criadas por Raiffeisen, tipicamente rurais, tinham como principais características a responsabilidade ilimitada e solidária dos associados, a singularidade de votos dos sócios, independentemente do número de quotas-parte, a área de atuação restrita, a ausência de capital social e a não distribuição de sobras, excedentes ou dividendos. Ainda hoje, esse tipo de cooperativa é bastante popular na Alemanha.

No que se refere às cooperativas de crédito urbanas, o pioneiro foi um prussiano, Herman Schulze. Em 1856, organizou sua primeira “associação de dinheiro antecipado”, uma cooperativa de crédito na cidade alemã de Delitzsch. As cooperativas fundadas por Herman Schulze passariam a ser conhecidas como “cooperativas do tipo Schulze-Delitzsch”, atualmente conhecidas na Alemanha como bancos populares. Sua diferença com relação às cooperativas do tipo Raiffeisen é que as primeiras previam o retorno das sobras líquidas proporcionalmente ao capital, tinham área de atuação não restrita e seus dirigentes eram remunerados.

Na Itália, Luigi Luzzatti organiza a constituição, em 1865, na cidade de Milão, da primeira cooperativa cujo modelo herdaria seu nome, a cooperativa do tipo Luzzatti. No Brasil, as cooperativas criadas com essa denominação, bastante populares nas décadas de 40 a 60, tinham como principais características a não exigência de vínculo para a associação, exceto algum limite geográfico (bairro, município etc.), quotas de capital de pequeno valor, concessão de crédito de pequeno valor sem garantias reais, não remuneração dos dirigentes e responsabilidade limitada ao valor do capital subscrito.

Nas Américas, o jornalista Alphonse Desjardins idealizou a constituição de uma cooperativa com características distintas, embora inspirada nos modelos preconizados por Raiffeisen, Schultze-Delitzsche e Luzzatti. A primeira cooperativa criada por Desjardins foi na província canadense de Quebec, em 6 de dezembro de 1900. Esse tipo de cooperativa, que é conhecida hoje no Brasil como cooperativa de

crédito mútuo, tinha como principal característica a existência de alguma espécie de vínculo entre os sócios, reunindo grupos homogêneos como os de clubes, trabalhadores de uma mesma fábrica, funcionários públicos etc.

2.2.2 Cooperativismo de crédito no Brasil

No Brasil, a primeira sociedade a ter em sua denominação a expressão “Cooperativa” foi, provavelmente, a Sociedade Cooperativa Econômica dos Funcionários Públicos de Ouro Preto, fundada em 27 de outubro de 1889, na então capital da província de Minas, Ouro Preto. Muito embora o estatuto dessa sociedade não previsse a captação de depósitos junto aos associados, essa “caixa de auxílios e socorros”, como era chamada, guarda alguma semelhança com as seções de crédito das cooperativas mistas constituídas no século seguinte, mas com finalidade primordialmente assistencial.

Dois anos após a fundação da primeira cooperativa de crédito das Américas, em Quebec, no Canadá, foi constituída, em 28 de dezembro de 1902, a primeira cooperativa de crédito brasileira, na localidade de Linha Imperial, município de Nova Petrópolis (RS): a Caixa de Economia e Empréstimos Amstad, posteriormente batizada de Caixa Rural de Nova Petrópolis. Essa cooperativa, do tipo Raiffeisen, continua em atividade até hoje, sob a denominação de Cooperativa de Crédito de Livre Admissão de Associados Pioneira da Serra Gaúcha – Sicredi Pioneira/RS.

Em 1º de março de 1906, no município de Lajeado (RS), foi constituída a primeira cooperativa de crédito do tipo Luzzatti no Brasil, denominada Caixa Econômica de Empréstimo de Lajeado, ainda em atividade, sob a denominação de Cooperativa de Crédito de Lajeado.

Em janeiro de 1903, o Decreto do Poder Legislativo n. 979, posteriormente regulamentado pelo Decreto n. 6.532, de 20 de junho de 1907, permitia aos sindicatos a organização de caixas rurais de crédito agrícola, bem como de cooperativas de produção ou de consumo, sem qualquer detalhamento do assunto (art. 10). O Decreto n. 6.532 estabelecia que sindicatos agrícolas poderiam fundar uniões de sindicatos ou sindicatos centrais (art. 40), e que essas uniões de sindicatos ou sindicatos centrais poderiam admitir como associados, além dos sindicatos agrícolas, associações agrícolas ou de industriais rurais e, do mesmo modo, os sócios dessas instituições (art. 43).

A primeira norma a disciplinar o funcionamento das sociedades cooperativas, no entanto, foi o Decreto do Poder Legislativo n. 1.637, de 5 de janeiro de 1907. As cooperativas poderiam ser organizadas sob a forma de sociedades anônimas, sociedades em nome coletivo ou em comandita, sendo regidas pelas leis específicas (art. 10). Como comando específico para cooperativas de crédito, dispunha o artigo 23:

As cooperativas de crédito agrícola que se organizarem em pequenas circunscrições rurais, com ou sem capital social, sob a responsabilidade pessoal, solidária e ilimitada dos associados, para o fim de emprestar dinheiro aos sócios e receber em depósito suas economias, gozarão de isenção de selo para as operações e transações de valor não excedente a 1:000\$ (um conto de réis) e para os seus depósitos. (BRASIL, 1907)

Permitia-se, ainda, às cooperativas receberem dinheiro a juros, não só dos sócios, como de pessoas estranhas à sociedade (art. 25, § 3º).

Em setembro de 1912, foi fundada em Porto Alegre uma cooperativa central mista com seção de crédito, a União das Cooperativas Riograndense de Responsabilidade Ltda., provavelmente a primeira cooperativa central a operar com crédito no Brasil. As filiadas dessa central eram cooperativas agrícolas.

No início da década de 20 do século passado, foi constituída, na cidade do Rio de Janeiro, a Federação dos Bancos Populares e Caixas Rurais do Brasil, primeira federação de cooperativas de crédito do Brasil. Essa federação organizou pelo menos nove congressos de cooperativismo de crédito na cidade do Rio de Janeiro, entre 1923 e 1932.

Em 8 de setembro de 1925, foi constituída em Porto Alegre (RS), pela reunião de dezoito cooperativas, a Central das Caixas Rurais da União Popular do Estado do Rio Grande do Sul, Sociedade Cooperativa de Responsabilidade Limitada, a primeira cooperativa central unicamente de crédito do Brasil. Essa central acabou sendo transformada em cooperativa singular em agosto de 1967, a Cooperativa de Crédito Sul Riograndense Ltda., cooperativa do tipo Luzzatti, ainda em funcionamento.

A Lei n. 4.984, de 31 de dezembro de 1925, excluiu as cooperativas de crédito que obedecessem aos sistemas Raiffeisen e Luzzatti da exigência de expedição de carta patente e de pagamento de quotas de fiscalização, atribuindo ao Ministério da Agricultura a incumbência da fiscalização das prescrições do Decreto 1.637. Menos de um ano depois, o Decreto n. 17.339, de 2 de junho de 1926, aprovou o regulamento destinado a reger a fiscalização gratuita da organização e do

funcionamento das caixas rurais Raiffeisen e banco Luzzatti. A fiscalização das cooperativas coube, então, ao Serviço de Inspeção e Fomento Agrícolas, órgão do Ministério da Agricultura, Indústria e Comércio.

Em 20 de fevereiro de 1929, o Ministro dos Negócios da Agricultura, Indústria e Comércio aprovaria as Instruções Complementares para a boa execução do regulamento que baixou com o Decreto n. 17.339, estabelecendo procedimentos de fiscalização, as características das caixas rurais Raiffeisen e dos bancos populares Luzzatti e as regras a serem observadas pelas federações de cooperativas Raiffeisen e Luzzatti.

O Decreto do Poder Legislativo n. 22.239, de 19 de dezembro de 1932, reformou as disposições do Decreto n. 1.637, na parte referente às sociedades cooperativas. Essa norma trazia como comando específico para cooperativas de crédito o artigo 30. As cooperativas de crédito foram definidas como aquelas que

têm por objetivo principal proporcionar a seus associados crédito e moeda, por meio da mutualidade e da economia, mediante uma taxa módica de juros, auxiliando de modo particular o pequeno trabalho em qualquer ordem de atividade na qual ele se manifeste, seja agrícola, industrial, ou comercial ou profissional, e, acessoriamente, podendo fazer, com pessoas estranhas à sociedade, operações de crédito passivo e outros serviços conexos ou auxiliares do crédito. (BRASIL, 1932)

O Decreto n. 22.239, considerada a legislação base, também definiu as características de cada um dos tipos de cooperativas:

- a) Caixas Rurais Raiffeisen (art. 30, § 3º);
- b) Bancos populares Luzzatti (art. 30, § 4º);
- c) Cooperativas de crédito mútuo: “É lícito dispôr nos estatutos que só poderão ser admitidos como associados pessoas de determinada profissão, classe ou corporação.” (art. 6º, § 8º)
- d) Cooperativas mistas com seção de crédito (art. 35, parágrafo único);
- e) Cooperativas centrais de crédito (art. 36, § 1º):

Para todos os efeitos deste decreto, são consideradas cooperativas centrais aquelas fundadas nas capitais dos Estados ou cidades que constituam mercados de exportação de produtos ou centros de zona economicamente dependente, com o objetivo de promover a defesa integral de determinado produto ou produtos, em regra, destinados à exportação. (BRASIL, 1932)

O Decreto referiu-se aos bancos centrais populares, para financiamento de cooperativas, e aos bancos centrais agrícolas, para financiamento de um ou mais determinados produtos agrícolas, diretamente aos lavradores, ou por intermédio de

cooperativas locais, caixas rurais e bancos agrícolas municipais. Outros tipos de cooperativas também foram citados:

a) Cooperativas de crédito agrícola: destinavam-se à propagação do crédito entre os produtores rurais. Na falta de mais detalhes referentes a essa categoria, o Ministério da Agricultura baixou a Portaria n. 26, de 29/8/1938, posteriormente alterada pela Portaria n. 191, de 6/2/1958, estabelecendo dentre outras coisas, a obrigatoriedade de constar a expressão “Agrícola” na denominação e de terem, no mínimo, permanentemente, 60% de agricultores em seu quadro social.

b) Cooperativas populares de crédito urbano: típicas de centros urbanos admitiam livremente seus associados, diferenciando-se dos Bancos Populares Luzzatti por não observarem todas as características previstas no art. 30, § 4º, do Decreto n. 22.239/1932.

c) Cooperativas de crédito de profissionais, de classe ou de empresas: semelhantes às cooperativas de crédito mútuo, mas diferentes por não exigirem vínculo entre os associados, mas simples afinidade, isto é, exercício da mesma profissão. Também realizavam operações passivas com não associados. Necessitavam de autorização do governo para funcionar, ao contrário das cooperativas de crédito mútuo.

d) Cooperativas escolares de crédito: na década de 1930, foram fundadas três cooperativas escolares. Nas décadas de 1930, 1940 e 1950, houve grande expansão desse tipo em São Paulo porque não havia proibição de menores se associarem em cooperativas.

No passado, as cooperativas de crédito estavam sob a supervisão e fiscalização de seção especial do Ministério da Agricultura. A centralização nesse Ministério se justificava em razão do Brasil ser, à época, uma economia primário-exportadora, centrada na produção agrícola para atender suas necessidades de consumo interno e para exportar para o exterior.

Somente a partir de 1945, com a diversificação da economia brasileira e o dinamismo do setor financeiro e bancário, sobretudo no Sudeste/Sul, a fiscalização estatal das cooperativas de crédito passou para órgão especialmente criado no Ministério da Fazenda – a Superintendência da Moeda e do Crédito (Sumoc).

Em 1964, em decorrência de ampla reforma bancária, as cooperativas de crédito foram consideradas instituições financeiras e, então, coube ao BCB autorizar seu funcionamento e fiscalizá-las.

Em resumo, as funções da Sumoc e do BCB na estruturação da fiscalização governamental quanto à constituição e o funcionamento das cooperativas de crédito são as seguintes, segundo Pinho & Palhares (2004):

a) Sumoc: criada em 1945, no Ministério da Fazenda, para controlar as instituições do Sistema Financeiro do Brasil, recebeu a incumbência de

proceder à fiscalização de Bancos, Casas Bancárias, sociedades de crédito, financiamento e investimento, e cooperativas de crédito, processando os pedidos de autorização para funcionamento, reforma de estatutos, aumento de capital, abertura de agências etc. (BRASIL, 1945)

Também os Decretos n. 41.872, de 16 de julho de 1957, e n. 43.552, de 15 de abril de 1958, reforçaram a competência da Sumoc para fiscalizar as cooperativas de crédito, inclusive as cooperativas mistas com seção de crédito, no que se relaciona com normas gerais reguladoras da moeda e do crédito, não obstante a fiscalização exercida pelo Serviço de Economia Rural (SER) do Ministério da Agricultura. A Portaria n. 1.079 do Ministério da Agricultura, de 10 de novembro de 1958, sobrestou, tendo em vista solicitação da Sumoc, novos registros de cooperativas de crédito no SER. A Portaria n. 1.098, de 11 de dezembro de 1961, reafirmou que as cooperativas de crédito estavam sujeitas a prévia autorização do Governo para se constituírem, exceto: as caixas rurais Raiffeisen; as cooperativas de crédito agrícolas; as cooperativas mistas com seção de crédito agrícola; as centrais de crédito agrícola; e as cooperativas de crédito mútuo.

b) BCB: Com o advento da Lei n. 4.595, de 31/12/1964, as cooperativas de crédito equipararam-se às demais instituições financeiras. O art. 55 desse diploma legal transfere ao BCB as atribuições cometidas por lei ao Ministério da Agricultura, no que concerne à autorização de funcionamento e fiscalização de cooperativas de crédito de qualquer tipo, bem como da seção de crédito das cooperativas que a tenham. A Resolução n. 11, de 20 de dezembro de 1965, tornou a autorizar a constituição e o funcionamento de cooperativas de crédito, sob duas modalidades: cooperativas de crédito de produção rural com objetivo de operar em crédito; e cooperativas de crédito com quadro social formado unicamente de empregados de determinada empresa ou entidade pública ou privada. A Resolução n. 11 determinou a extinção das atividades creditórias exercidas por sucursais, agências, filiais, departamentos, escritórios ou qualquer outra espécie de dependência existente em cooperativa de crédito. Vedou às cooperativas de crédito o uso da palavra “banco” em sua denominação. Determinou que dentro de noventa dias, a contar de sua

edição, as cooperativas de crédito deveriam requerer ao Banco Central a renovação da autorização para funcionamento, juntando um exemplar autenticado dos seus estatutos e fotocópia do documento comprobatório do anterior registro no Ministério da Agricultura.

No passado, para Pinho (2004), o BCB exerceu tais funções com excessivo rigor, posição compatível com a orientação da Ditadura Militar que procurava evitar qualquer concorrência ao sistema financeiro capitalista e, ao mesmo tempo, priorizava a abertura de crédito especial para a grande produção agrícola moderna, ainda que de crédito cooperativo, desde que voltada para a exportação. Assim é que foram quase totalmente extintas todas as pequenas cooperativas de crédito, do tipo Raiffeisen e Luzzatti, bem como as seções de crédito das pequenas cooperativas agrícolas, das cooperativas mistas com seção de crédito e outras de pequeno porte. Entre as pequenas cooperativas, poupou somente as cooperativas de crédito mútuo, que atendiam as pequenas necessidades de assalariados de empresas públicas e privadas. Além de atenuar as questões sociais e os conflitos entre empregados e patrões, essas cooperativas também pouco significavam em termos de possível concorrência às organizações financeiras capitalistas.

A legislação posterior seguiu a linha de não mais detalhar as características de cada subtipo de cooperativa do ramo crédito. Atualmente, as resoluções do BC, cumprindo deliberação do CMN, referem-se simplesmente a “cooperativas de crédito” e não mais aos tradicionais modelos históricos, sendo que o ano de 2003 representou a “grande abertura” ao cooperativismo de crédito, principalmente, em razão das resoluções a seguir discriminadas, do BCB: a Resolução n. 3.106, de 25/6/2003 permitiu a criação de cooperativas de crédito de livre admissão de associados, por micro e pequenos empresários e empreendedores; e a Resolução n. 3.140, de 27.11.2003 estendeu a autorização a médios e grandes empresários. Cabe destacar, ainda, a Resolução n. 2.771, de 30/8/2000, que aprovou o regulamento disciplinando a constituição e o funcionamento das cooperativas de crédito; e a Resolução n. 2.788, de 30/11/2000, que dispõe sobre a constituição e o funcionamento dos bancos comerciais e de bancos múltiplos sob o controle acionário de cooperativas centrais de crédito. A Lei Complementar 130, de 17 de abril de 2009, dispõe sobre o Sistema Nacional de Crédito Cooperativo, tratando, entre outros assuntos, das competências do Conselho Monetário Nacional (CMN) no

que diz respeito às cooperativas de crédito e da possibilidade de constituição de centrais e confederações de cooperativas.

Quando se trata de cooperativas de crédito singulares de livre admissão, vale lembrar da Resolução n. 3.321/2005 que estabelece que pedidos de constituição de novas cooperativas desse tipo somente serão examinados caso a população da respectiva área de atuação não exceda trezentos mil habitantes. Caso a população da área de atuação exceda esse número, é possível, entretanto, que uma cooperativa em funcionamento há mais de três anos, solicite uma alteração estatutária para se transformar em livre admissão. Ainda assim, a mesma norma estabelece que sua área de atuação deva se limitar a um ou mais municípios contíguos com população não superior a 750 mil habitantes. Tal número foi ampliado para dois milhões de habitantes pela Resolução n. 3.442/2007 e, mais recentemente, a Resolução n. 3.859/2010 retirou essa limitação, permanecendo apenas o limite de trezentos mil habitantes na área de atuação de novas cooperativas de livre admissão. A TABELA 4 mostra a quantidade de cooperativas por tipo e ramo de atividade, onde é possível perceber a pequena quantidade relativa de cooperativas de livre admissão em áreas de atuação com população superior a 750 mil habitantes.

TABELA 4 – QUANTIDADE DE COOPERATIVAS DE CRÉDITO POR TIPO E RAMO DE ATIVIDADE

TIPO	QUANTIDADE	% DO TOTAL
Confederação	1	0,1%
Cooperativas centrais	37	3,0%
Crédito Rural	258	20,6%
Crédito Mútuo / Atividade Profissional	147	11,8%
Crédito Mútuo / Empregados	429	34,3%
Crédito Mútuo / Vínculo patronal	37	3,0%
Crédito Mútuo / Empreendedores - Micro e Pequenos	15	1,2%
Crédito Mútuo / Livre admissão - até 300 mil habitantes	177	14,1%
Crédito Mútuo / Livre admissão - de 300 mil a 750 mil habitantes	64	5,1%
Crédito Mútuo / Livre admissão - de 750 mil a 2 milhões de habitantes	34	2,7%
Crédito Mútuo / Livre admissão - acima de 2 milhões de habitantes	2	0,2%
Crédito Mútuo / Origens diversas	42	3,4%
Luzzatti	8	0,6%
Total	1.251	100,0%

Posição em 31/1/2013

FONTE: BANCO CENTRAL DO BRASIL (2013)

Para complementar a situação do cooperativismo no Brasil, cabe abordar um pouco sobre os sistemas cooperativos e as confederações. No Brasil, atualmente, o Sistema de Crédito Cooperativo é composto de quatro macrossistemas: Sicredi, Sicoob, Unicred e Cresol.

a) O Sistema de Crédito Cooperativo (Sicredi) é um conjunto harmônico de cooperativas de crédito que funcionam com regras administrativas, operacionais e jurídicas uniformes. A atual estrutura do Sicredi pode ser assim esquematizada: (i) a base é composta de cooperativas de crédito singulares; no meio estão suas respectivas Centrais e acima vem a Confederação Sicredi Serviços, controladora do Bansicredi S.A.; (ii) em seguida, vêm as empresas não cooperativas que complementam as atividades do macrossistema Sicredi: Corsecoop, corretora de seguros do Sicred; Bccard, administradora de cartões de débito e crédito do Sicredi e do Sicoob, em parceria; e Redesys, empresa comercial e de assistência técnica de hardware e software, de propriedade da Sicredi-Central/RS, que atende as cooperativas do Sicredi e terceiros interessados.

A missão principal do Sicredi concentra-se especialmente na oferta de soluções financeiras com o objetivo de agregar renda e contribuir para a melhoria da qualidade de vida de seus associados e da comunidade.

b) O Sistema de Cooperativas de Crédito do Brasil (Sicoob) é um sistema integrado de cooperativas em cuja base estão as cooperativas singulares ou de primeiro grau, tanto urbanas como rurais, espalhadas por quase todas as unidades federativas brasileiras. As cooperativas singulares reúnem-se em Centrais (ou cooperativas de segundo grau) e estas, na Confederação Nacional das Cooperativas do Sicoob Brasil, controladora do Bancoob (Banco Cooperativo do Brasil S.A.).

Todas as cooperativas do sistema Sicoob são complementares, embora tenham gestão independente e responsabilidades próprias. Assim, as cooperativas singulares estão incumbidas do atendimento aos associados, as cooperativas centrais prestam serviços de centralização financeira, controle e supervisão, e a Confederação (Sicoob Brasil) cuida dos serviços de integração, controle a padronização das cooperativas do sistema Sicoob. E o Bancoob coloca à disposição dessas cooperativas, mediante convênio, produtos e serviços que, por questões legais ou de escala, não poderiam prestar por conta própria.

A estrutura em forma de pirâmide, tanto do Sicoob quanto do Sicredi é explicada pelo fato de as cooperativas de crédito, apesar de sua importância como

instrumento financeiro de alavancagem no desenvolvimento econômico e social do Brasil, não estarem autorizadas a ter contas de Reserva Bancária no Banco Central, nem a acessar diretamente a câmara de compensação de cheques e outros papéis. Tais barreiras, durante muito tempo, obrigaram as cooperativas de crédito a firmar convênios com bancos comerciais para que pudessem atender as demandas dos cooperados. Mas os convênios aumentavam os custos das cooperativas, limitavam sua autonomia e apresentavam dificuldades operacionais e financeiras. (PINHO, 2004)

Por meio da Resolução n. 2.193, de 31/8/1995, o Conselho Monetário Nacional (CMN) autorizou a criação de bancos cooperativos, institucionalizando-se, então os dois Sistemas das Cooperativas de Crédito no Brasil – o Sicoob e o Sicredi, ou seja, cada um deles, respectivamente, apoia-se em uma confederação e esta propicia condições de organização e de crescimento sustentado aos seus sistemas, funcionando como organismo de cúpula das cooperativas centrais e filiadas.

c) A Confederação Nacional das Cooperativas Centrais Unicreds, Unicred do Brasil, foi fundada em 11 de Julho de 1994, com base na Resolução 1914 do CMN, que permitiu a constituição de cooperativas de crédito mútuo por categorias profissionais. Entre suas atribuições estão a de prestar assessoria financeira às Unicreds Singulares e Centrais, fazendo também o ranqueamento de todas as unidades através de índices financeiros, medindo a saúde e a pujança financeira e da gestão de seus administradores.

d) O Sistema de Cooperativas de Crédito Rural com Interação Solidária (Cresol) é uma organização de cooperativas de crédito que surgiu a partir de uma busca de acesso ao crédito por parte dos agricultores familiares e representava, em 2011, mais de 90 mil famílias cooperadas. A Cresol atua basicamente nos estados do Paraná e de Santa Catarina, com expansão para Minas Gerais, Espírito Santo, Goiás e São Paulo. O quadro social é composto exclusivamente por agricultores familiares, que são responsáveis pela administração das cooperativas.

2.2.3 Cooperativismo de crédito e crescimento econômico

A relação entre desenvolvimento financeiro e crescimento econômico tem sido objeto de estudo de vários autores, como destacado neste trabalho. Há certa

difficuldade em se encontrar trabalhos que avaliem o impacto específico do crédito oriundo de cooperativas no crescimento regional.

Rodrigues (2004), por exemplo, não chega a desenvolver um estudo científico sobre as cooperativas de crédito e o crescimento econômico, mas descreve um caso isolado da cidade de São Roque de Minas que se viu numa situação em que a única agência bancária ali existente, a MinasCaixa, foi liquidada pelo Banco Central e teve suas portas fechadas. Os reflexos logo apareceram: todo o movimento bancário foi transferido para a vizinha Piumhi, distante 64 km de estrada de terra. A solução encontrada apareceu por acaso quando um grupo de produtores foi atrás de informações sobre a Cooperativa de Crédito Rural de Iguatama e de Alpinópolis, cidades vizinhas. Com o contato, perceberam que podiam criar uma cooperativa semelhante na própria cidade e partiram para reuniões com produtores. Conseguiram 27 produtores para investir na novidade e, em julho de 1991, o Banco Central autorizava a criação da Cooperativa de Crédito Rural de São Roque de Minas, a Saromcredi.

Os resultados financeiros positivos da Saromcredi estão espelhados na evolução de seu patrimônio líquido. Dois meses depois de inaugurada, no final daquele ano, a instituição fechava o balanço com R\$ 4,5 mil. Cinco anos à frente, eram R\$ 626 mil. Em dezembro de 2011 chegou a R\$12 milhões (conforme balanço informado no site da cooperativa).

A Cooperativa de Crédito Rural foi a mola propulsora não só para acabar com os aborrecimentos da ausência de bancos. A Saromcredi, acreditam seus associados, conseguiu alterar o perfil da economia local, refletindo diretamente na mudança de parâmetros culturais. Quando a instituição nasceu, as safras agrícolas colhidas em torno do município não tinham importância muito maior do que a de subsistência. A Cooperativa estimulou a produção agrícola, mas também a diversificação dela. Além da modernização na colheita, a principal reviravolta aconteceu com a lavoura de café, praticamente inexistente nos primeiros anos da década de 1990.

Búrigo (2010) fala do processo de constituição da rede Solicred no estado do Amazonas, demonstrando ser possível organizar cooperativas de crédito em regiões com baixos níveis de conhecimento a respeito do cooperativismo de crédito. Tal tarefa se torna mais factível quando se tem apoio concreto de estruturas solidárias já consolidadas e quando se adotam metodologias adequadas de apoio à constituição.

Isso vem, também, ajudar para o cumprimento de exigências legais impostas pelo BCB e por outros órgãos oficiais que exigem mínima capacitação gerencial e agilidade no trato das informações e no acompanhamento de normas. O autor relata o bem sucedido processo de criação de uma rede de cooperativas em uma região com elevada população de pescadores e aquicultores artesanais.

Outro relato de uma experiência positiva envolvendo o cooperativismo de crédito foi feito por Magalhães & Junqueira (2007). Os autores tratam do cooperativismo de crédito na região sisaleira da Bahia, uma terra ressequida pelo sol, coberta pela caatinga e habitada por uma população de renda muito baixa. Ali, a maioria dos agricultores pobres e dos pequenos comerciantes tem difícil acesso a bancos e está endividada em mercados financeiros informais. Tal condição não lhes permite planejar investimentos, organizar atividades econômicas de forma mais eficiente e superar, assim, a condição de pobreza. Na última década, nove cooperativas de crédito passaram a oferecer serviços financeiros a quatorze mil associados, agricultores familiares e pequenos empreendedores que chegam a acumular um significativo volume de poupança para, com estes recursos e com recursos repassados de fundos públicos, financiarem o desenvolvimento da região. Essas cooperativas fazem parte de um grande complexo de organizações sociais que coordenam atividades econômicas, culturais e educacionais e vêm mudando a realidade social de milhares de famílias da região. A história das cooperativas de crédito da região do sisal, no Estado da Bahia, revela uma longa trajetória de organização social e de mudança cultural por trás do sucesso econômico desses empreendimentos.

Kroth & Dias (2006) verificaram a contribuição do crédito bancário e do capital humano na determinação do crescimento econômico dos municípios brasileiros no período compreendido entre 1999 a 2003, usando painel de dados dinâmicos. Utilizando a técnica GMM (*Generalized Method of Moments*) nas estimativas dinâmicas, as operações de crédito defasadas em três períodos e os estoques de capital humano em dois períodos apresentaram-se como significantes. Verificou-se que no período de 1999 a 2003 as operações de crédito induziram positivamente o crescimento dos municípios, podendo-se apontar ainda que, devido à estrutura do setor bancário brasileiro, o desempenho do produto poderia ter sido melhor. Por outro lado, o estoque de capital humano também foi relevante, e apesar de apresentar um coeficiente menor que as operações de crédito, foi mais significativa.

Trata-se, portanto, de um dos poucos trabalhos em que são utilizados instrumentos para inferir uma relação de causalidade. O exercício aqui proposto contribui por usar outra metodologia para tratar a questão.

Pretende-se, portanto, com este trabalho, avaliar o impacto das cooperativas de crédito nos municípios brasileiros. Para tanto, poder-se-ia pensar em uma regressão utilizando Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Entretanto, como se espera obter o efeito da cooperativa sobre o PIB per capita e não a correlação entre essas variáveis, métodos de avaliação de tratamento são mais recomendáveis. Nessa categoria, há estimativas grosseiras como a diferença entre a média do PIB per capita dos municípios com e sem cooperativas que desconsideram quaisquer outras variáveis que possam ter contribuído para a elevação do PIB. Uma regressão por MQO controlada por variáveis que possam explicar o PIB e uma *dummie* de presença de cooperativas poderia, também, ser realizada, mas desconsideraria a probabilidade de um município constituir uma cooperativa. O método de comparação antes-depois, que consiste basicamente em obter a diferença entre o PIB per capita médio dos municípios com cooperativa antes e depois de sua instituição, apesar de considerar os efeitos fixos individuais de cada município na determinação do PIB, não considera os efeitos no tempo que poderiam afetar os resultados, nem as características observáveis que influenciam a probabilidade de haver cooperativa. Finalmente, o método de diferenças em diferenças, que resolveria o problema dos efeitos no tempo, também não considera as variáveis observáveis que afetariam a probabilidade de existência de cooperativa no município. Os métodos a serem utilizados baseados no propensity score dependem apenas de características observáveis dos municípios.

Assim, o método que se mostrou mais adequado para estimar o efeito do impacto da cooperativa de crédito no PIB per capita foi, num primeiro momento, o *propensity score matching* (PSM), considerando a simples existência de cooperativa no município e, posteriormente, o *propensity score* generalizado, em razão da suspeita da presença de relação espacial entre o crédito fornecido por um município e seus municípios vizinhos. Uma vez confirmada a relação espacial, dados de crédito serão utilizados para mensurar esse impacto. A versão generalizada se faz necessária uma vez que os dados de crédito são contínuos. Os métodos e os dados utilizados neste trabalho serão detalhados nas próximas seções.

3 AVALIAÇÃO DE IMPACTO UTILIZANDO PROPENSITY SCORE MATCHING E SUA VERSÃO GENERALIZADA

A metodologia proposta para analisar o impacto das cooperativas de crédito no desenvolvimento local passa, inicialmente, pela abordagem sugerida por Cameron & Trivedi (2005) no capítulo destinado à avaliação de tratamento. De acordo com os autores, o problema padrão na avaliação de tratamento envolve a inferência de uma conexão causal entre o tratamento e o resultado. Em um exemplo canônico de tratamento simples, observa-se (y_i, \mathbf{x}_i, D_i) , $i = 1, \dots, N$, e o interesse está no impacto sobre y de uma mudança hipotética em D , mantendo \mathbf{x} constante. Tal inferência é a principal característica de um modelo de resultado potencial, no qual a variável de resultado é comparada nos estados tratado e não tratado.

Voltando ao problema em estudo, considerar-se-á o PIB per capita dos municípios como a variável de interesse, \mathbf{x} o vetor de variáveis pelas quais desejamos controlar o PIB per capita e D , num primeiro momento, a presença da cooperativa de crédito no município. O tratamento, nesse caso, é a presença da cooperativa cujo impacto no PIB per capita será analisado em contraposição com um município que não possua cooperativas de crédito.

Um dos problemas desse método é que ele se assemelha com o caso em que ocorre falta de dados e devem-se usar métodos de inferência causal em termos de contrafactuais. Pergunta-se como o resultado de um indivíduo médio não tratado poderia mudar se tal indivíduo recebesse o tratamento. Ou seja, deseja-se algo como $\Delta y / \Delta D$. Fundamentalmente, o que interessa são os resultados obtidos a partir de (ou causado por) tais intervenções, lembrando que o sentido da causa é *ceteris paribus*, ou seja, mantendo todas as demais variáveis constantes (Cameron & Trivedi, 2005).

Os autores ainda ressaltam que a ênfase dada na literatura sobre avaliação de tratamento está nas vantagens de uma identificação segura, usando formas funcionais mínimas e restrições de exclusão (por exemplo, identificação semiparamétrica). Essa ênfase é motivada pelo desejo de produzir resultados que tenham importância política, mas cuja validade não dependa de suposições fortes.

A variável de resultado dos indivíduos tratados é denotada por y_1 e dos indivíduos não tratados é y_0 . Após o experimento ser realizado e os dados serem

coletados, é desejável obter uma medida do impacto do tratamento. A forma mais natural de se medir esse efeito seria construir uma medida que compare os resultados médios dos grupos dos tratados e dos não tratados.

É interessante declarar que a maioria dos estudos de avaliação de tratamento tem um caráter de equilíbrio parcial. Especificamente, eles assumem uma ausência de efeitos de equilíbrio geral. Isso significa que os efeitos do tratamento são pequenos e não afetam o status de algumas das variáveis que são tratadas como exógenas.

Um estudo mais aprofundado sobre as hipóteses utilizadas nessa metodologia e sua aplicação nos dados das cooperativas existentes em municípios pode dar um bom resultado inicial sobre os impactos no PIB per capita. Outra questão que se coloca é que a demanda por crédito deve possuir um componente de dependência espacial, uma vez que, dada a proximidade geográfica entre municípios, um produtor poderia buscar crédito em localidades vizinhas, seja pela verificação de taxas mais baixas seja pela própria ausência de agências bancárias ou cooperativas no município em que reside. Dessa forma, apesar de desprovido de uma instituição que conceda crédito, é possível que o município consiga um desenvolvimento regional utilizando as fontes de crédito próximas a ele. Pretende-se, portanto, considerar esse fator na análise do impacto das cooperativas.

Entretanto, ao se considerar o crédito como variável a ser tratada, métodos como o *propensity score matching* que tratam variáveis binárias, não podem ser utilizados. Torna-se, necessário, portanto, trabalhar os dados utilizando um método similar que permita que a variável de interesse seja contínua.

Sobre a questão, Hirano & Imbens (2004) afirmam que muitos dos trabalhos na análise de *propensity score* têm focado nos casos onde o tratamento é binário e propõem uma configuração com tratamento contínuo. Eles definem uma generalização do tratamento binário do *propensity score* e denominam como “*generalized propensity score (GPS)*”. Os autores demonstram que o GPS tem muitas das propriedades atrativas semelhantes às do tratamento binário do *propensity score*.

Seguindo a linha desses autores, uma extensão natural ao cálculo do impacto das cooperativas no PIB per capita é avaliar o impacto utilizando o modelo por eles desenvolvido, considerando intervalos do volume de crédito ao município como a variável de tratamento, aperfeiçoando, assim, o modelo que considera a

simples presença ou ausência da cooperativa. As subseções seguintes detalharão os modelos citados.

3.1 PROPENSITY SCORE MATCHING (PSM)

Para avaliar o efeito de um tratamento sobre o conjunto de observações dadas (no caso, municípios), o ideal seria observar esses mesmos indivíduos na ausência desse tratamento. Nas equações a seguir, a seguinte notação será utilizada:

SÍMBOLO	DEFINIÇÃO
D	Variável discreta, binária, com valor 1 indicando tratamento e 0 ausência de tratamento
\mathbf{x}	Vetor de características observáveis dos indivíduos
y_1	Resultado para o grupo tratado
y_0	Resultado para o grupo não tratado
$p(\mathbf{x})$	<i>Propensity score</i>
N_T	Número de casos tratados na amostra

QUADRO 1 – NOTAÇÃO UTILIZADA

FONTE: O autor com base em Cameron & Trivedi (2005)

Como isso é impossível, a teoria sugere encontrar um contrafactual, ou seja, um município que seja o mais parecido possível com um que tenha sido tratado. Para a adequada construção desse contrafactual, a hipótese-chave que se adota é a hipótese da independência condicional:

Suposição 1 (Independência Condicional²): condicional ao vetor de características observáveis \mathbf{x} , a atribuição dos indivíduos ao grupo de tratamento ou ao de controle seria aleatória:

$$y_0, y_1 \perp D \mid \mathbf{x} \quad (3.1)$$

No caso em questão, essa hipótese implica que uma vez controlados por uma série de características observáveis, dois municípios possuiriam a mesma probabilidade de terem uma cooperativa de crédito. Ou seja, a hipótese é que as variáveis observáveis utilizadas sejam suficientes para, uma vez controladas, tornar a existência da cooperativa no município aleatória. Assim, os resultados aqui apresentados são válidos apenas sob a validade da hipótese da independência condicional.

A suposição da independência condicional é ampla e implica o seguinte:

$$F(y_j \mid \mathbf{x}, D = 1) = F(y_j \mid \mathbf{x}, D = 0) = F(y_j \mid \mathbf{x}), j = 0, 1, \quad (3.2)$$

² Imbens (2003) denomina a Suposição 1 de “não confundimento” (tradução de “unconfoundedness”, com base no termo usado por Peixoto et. al (2012)).

$$F(u_j | \mathbf{x}, D = 1) = F(u_j | \mathbf{x}, D = 0) = F(u_j | \mathbf{x}), j = 0, 1,$$

onde u é o erro do modelo de regressão, que significa que a decisão da participação não afeta a distribuição dos resultados potenciais.

Para perceber o impacto dessa suposição, considere que $E[y | \mathbf{x}, D]$ seja linear; ou seja, que a equação de resultado-participação é dada por

$$y = \mathbf{x}'\boldsymbol{\beta} + \alpha D + u, \quad (3.3)$$

onde $E[u | D] = E[y - \mathbf{x}'\boldsymbol{\beta} + \alpha D] = 0$. Portanto, D pode ser tratado como uma variável exógena e não haverá viés de simultaneidade ou viés de seleção. Sob as condições padrão sobre \mathbf{x} , uma estimação consistente dos parâmetros da regressão é possível. Uma suposição mais fraca que (3.1) é dada por

$$y_0 \perp D | \mathbf{x}, \quad (3.4)$$

que implica independência condicional entre participação e y_0 . Esta suposição é utilizada no estabelecimento da identificabilidade do efeito médio do tratamento sobre a população tratada (ATET). Uma segunda suposição é necessária para identificar medidas de impacto para a população:

Suposição 2 (Pareamento ou *matching*): para cada indivíduo tratado, há outro indivíduo correspondente com um vetor \mathbf{x} similar. Formalmente:

$$0 < \Pr[D = 1 | \mathbf{x}] < 1. \quad (3.5)$$

Essa suposição garante que, para cada valor de \mathbf{x} há casos de indivíduos tratados e não tratados. Nesse sentido, há sobreposição entre as subamostras tratadas e não tratadas. Para identificar o efeito do tratamento em um indivíduo selecionado aleatoriamente, é necessário que para cada participante haja um análogo não participante. Então a condição $\Pr[D = 1 | \mathbf{x}] < 1$ é suficiente.

Suposição 3 (Média Condicional):

$$E[y_0 | D = 1, \mathbf{x}] = E[y_0 | D = 0, \mathbf{x}] = E[y_0 | \mathbf{x}], \quad (3.6)$$

o que implica que y_0 não determina a participação.

Com essas suposições, é possível, agora, definir o conceito de *propensity scores*. Trata-se de uma medida de probabilidade de participação do tratamento dado \mathbf{x} , sendo denotado por $p(\mathbf{x})$, onde:

$$p(\mathbf{x}) = \Pr[D = 1 | \mathbf{X} = \mathbf{x}]. \quad (3.7)$$

A medida do *propensity score* pode ser computada a partir dos dados (D_i, \mathbf{x}_i) usando, por exemplo, algum método semiparamétrico, como uma regressão logit. Uma suposição que tem um papel importante na avaliação de tratamento é a condição de balanceamento, que define que:

Suposição 4 (Condição de balanceamento): para indivíduos com o mesmo *propensity score* a atribuição do tratamento é aleatória e seria idêntica em termos de seus vetores \mathbf{x} . A condição de balanceamento é uma hipótese testável. Formalmente:

$$D \perp \mathbf{x} \mid p(\mathbf{x}). \quad (3.8)$$

Um resultado útil sobre independência condicional dado $p(\mathbf{x})$ mostrado por Rosenbaum & Rubin (1983) diz que:

$$y_0, y_1 \perp D \mid \mathbf{x} \Rightarrow y_0, y_1 \perp D \mid p(\mathbf{x}). \quad (3.9)$$

Isso implica que a suposição de independência condicional dado \mathbf{x} implica independência condicional dado $p(\mathbf{x})$, ou seja, independência de y_0, y_1 e D dado $p(\mathbf{x})$. A obtenção desse resultado pode ser verificada em Cameron & Trivedi (2005, p. 865). A intuição atrás desse resultado é que $p(\mathbf{x})$ é uma função particular de \mathbf{x} e, de certo modo, contém menos informações que \mathbf{x} . Em razão do condicionamento sobre \mathbf{x} pode-se dispor da correlação entre \mathbf{x} e D e, de igual modo, condicionando sobre o *propensity score* $p(\mathbf{x})$, também é possível eliminar a correlação entre \mathbf{x} e D . Assim, uma regressão similar à (3.3) é

$$y = \mathbf{x}'\boldsymbol{\beta} + \alpha p(\mathbf{x}) + u, \quad (3.10)$$

$$= \mathbf{x}'\boldsymbol{\beta} + \alpha \hat{p}(\mathbf{x}) + (u + \alpha(p(\mathbf{x}) - \hat{p}(\mathbf{x}))), \quad (3.11)$$

Uma vez feitas as suposições, pode-se partir para a definição de dois parâmetros chave: o efeito médio do tratamento e o efeito médio do tratamento sobre os tratados. Seja Δ a diferença entre o resultado nos estados tratado e não tratado, ou seja:

$$\Delta = y_1 - y_0 \quad (3.12)$$

onde se pode condicionar sobre \mathbf{x} se desejado. Ressalta-se que Δ não é diretamente observável porque nenhum indivíduo pode ser observado em ambos os estados. Valores para a população do efeito médio do tratamento (ATE) e do efeito médio do tratamento sobre os tratados (ATET) são definidos como:

$$ATE = E[\Delta], \quad (3.13)$$

$$ATET = E[\Delta \mid D = 1], \quad (3.14)$$

As equações análogas para uma amostra seriam:

$$\widehat{ATE} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N [\Delta_i], \quad (3.15)$$

$$\widehat{ATE_T} = \frac{1}{N_T} \sum_{i=1}^N [\Delta_i | D_i = 1], \quad (3.16)$$

onde $N_T = \sum_{i=1}^N D_i$. Nos dois casos, o cálculo é direto se Δ_i puder ser obtido. O procedimento não é direto porque as fórmulas têm um componente não observado que deve ser estimado e requer algumas suposições.

Para um melhor entendimento da avaliação de tratamento, considere o ganho médio por ter participado dadas as características \mathbf{x} . Ou seja:

$$\begin{aligned} ATE &= E[\Delta | \mathbf{X} = \mathbf{x}] \\ &= E[y_1 - y_0 | \mathbf{X} = \mathbf{x}] \\ &= E[y_1 | \mathbf{X} = \mathbf{x}] - E[y_0 | \mathbf{X} = \mathbf{x}] \\ &= E[y_1 | \mathbf{x}, D = 1] - E[y_0 | \mathbf{x}, D = 0], \end{aligned} \quad (3.17)$$

onde a última igualdade usa a suposição 1 (3.1).

Ao analisar a última igualdade de (3.17), percebe-se que, dada uma amostra de participantes, $E[y_1 | \mathbf{x}, D = 1]$ pode ser estimado. Entretanto, $E[y_0 | \mathbf{x}, D = 0]$ não é observável porque é uma medida de resultados médios para os mesmos indivíduos no estado em que não participaram do tratamento. Como já dito anteriormente, observar os mesmos indivíduos em ambos os estados é impossível. Para calcular o ATE, deve-se, portanto, encontrar um estimador para o segundo termo.

Pela definição (3.17)

$$\begin{aligned} ATE &= E[y_1 | \mathbf{x}, D = 1] - E[y_0 | \mathbf{x}, D = 0], \\ &= \mu_1(\mathbf{x}) - \mu_0(\mathbf{x}) + E[u_1 | \mathbf{x}, D = 1] - E[u_0 | \mathbf{x}, D = 0] \\ &= \mu_1(\mathbf{x}) - \mu_0(\mathbf{x}) + E[u_1 | \mathbf{x}] - E[u_0 | \mathbf{x}] \\ &= \mu_1(\mathbf{x}) - \mu_0(\mathbf{x}), \end{aligned} \quad (3.18) \quad (3.19)$$

onde o primeiro termo da primeira linha no lado direito da equação pode ser estimado usando os dados dos participantes tratados, mas o segundo termo não é diretamente observável. As três linhas seguintes são obtidas aplicando as suposições 1 (independência condicional) e 2 (média condicional) e adotando as especificações $y_1 = \mu_1(\mathbf{x}) + u_1$ para os tratados e $y_0 = \mu_0(\mathbf{x}) + u_0$ para os não tratados. O segundo termo da última linha requer apenas independência média ao invés de independência condicional completa.

Em dados observacionais, como é o caso, o problema de seleção sobre observáveis é resolvido usando métodos de regressão e de pareamento (*matching*). O estimador da função de controle é motivado pela possibilidade de um conjunto de

outras variáveis observáveis \mathbf{z} que determinam D (além das variáveis contidas em \mathbf{x} , já consideradas) poderem estar correlacionadas com os resultados. Considere, por exemplo, o caso especial em que a equação de resultado é dada por

$$y_i = \mathbf{x}_i' \boldsymbol{\beta} + \alpha D_i + u_i \quad (3.20)$$

e o erro seja tal que

$$E[u_i | \mathbf{x}_i, D_i] = E[u_i | \mathbf{x}_i, D_i, \mathbf{z}_i].$$

No caso de seleção sobre observáveis, deve-se ter $E[u_i | \mathbf{z}_i] \neq 0$. Passando a expectativa condicional em (3.20) obtém-se:

$$E[y_i | \mathbf{x}_i, D_i, \mathbf{z}_i] = \mathbf{x}_i' \boldsymbol{\beta} + \alpha D_i + E[u_i | \mathbf{x}_i, \mathbf{z}_i], \quad (3.21)$$

o que motiva o uso de um estimador da função de controle baseado na estimação da equação com mínimos quadrados ordinários (OLS) ou mínimos quadrados generalizados (GLS). A ideia central é introduzir dentro da equação de resultado todas as variáveis que poderiam estar correlacionadas com u_i e então estimar a equação de resultado por mínimos quadrados. Especificamente,

$$y_i = \mathbf{C}_i' \boldsymbol{\delta} + \alpha D_i + \{u_i - E[u_i | D_i, \mathbf{C}_i]\}, \quad (3.22)$$

onde \mathbf{C}_i contém todas as variáveis que estão incluídas tanto em \mathbf{x} como em \mathbf{z} . Note que se há seleção por não observáveis, causada por fatores comuns não observáveis que afetam D e u , então haverá ainda um problema potencial de identificação.

Em estudos observacionais, por definição, não há controles experimentais. Por esse motivo, não há contraparte direta do ATE calculado como uma diferença da média dos resultados dos grupos tratado e não tratado. Em outras palavras, o contrafactual não é identificado. Para lidar com essa situação, pode-se obter dados de um conjunto de unidades de comparação potencial que não são necessariamente desenhadas a partir da mesma população como unidades tratadas, mas para as quais as características observáveis \mathbf{x} correspondem àsquelas das unidades tratadas em algum grau de proximidade.

O resultado médio para o grupo não tratado correspondente identifica o resultado médio do contrafactual para o grupo tratado na ausência de tratamento. Essa abordagem resolve o problema da avaliação assumindo que a seleção não está relacionada com o resultado não tratado, condicional a \mathbf{x} . Para que essa abordagem se torne operacional, é necessário definir critérios de pareamento.

Estimadores de pareamento (*matching*) são úteis quando a seleção dentro do tratamento é feita apenas sobre observáveis. Assume-se que a suposição 2 é

aplicada, o que significa que para cada \mathbf{x} há uma probabilidade positiva de não participação. Isso garante a existência de correspondentes não tratados para as observações tratadas em cada \mathbf{x} . Grosseiramente falando, as populações tratada e de controle tem características observáveis comparáveis. A geração de um bom pareamento garante que a condição de suporte não falhará. Mais ainda, a suposição chave é que variáveis não observáveis não desempenham papel na atribuição do tratamento e na determinação do resultado.

Suponha que os casos tratados sejam pareados em termos de todas as covariáveis observáveis. Em um sentido restrito, todas as diferenças entre os grupos tratados e não tratados são controladas. Dados os resultados y_{1i} e y_{0i} , respectivamente, para tratamento e controle, o efeito médio do tratamento é dado por

$$\begin{aligned} & E[y_{1i} | D_i = 1] - E[y_{0i} | D_i = 0] \quad (3.23) \\ & = E[y_{1i} - y_{0i} | D_i = 1] + \{E[y_{0i} | D_i = 1] - E[y_{0i} | D_i = 0]\} \end{aligned}$$

O primeiro termo na segunda linha é o ATET e o segundo termo entre chaves é um termo de viés, que será zero se a atribuição ao tratamento e controle for aleatória. Nesse caso, tudo o que precisa para estimar o ATET é uma média simples do diferencial devido ao tratamento.

De forma mais real, os dados envolverão algumas covariáveis observadas \mathbf{x}_i . Assume-se que as covariáveis consideram variáveis que incluem os determinantes de seleção dentro do grupo tratado. Se os grupos tratado e não tratado são pareados em cada combinação de covariáveis, então o diferencial de tratamento pode ser facilmente calculado para cada caso tratado e cada \mathbf{x} . A média do diferencial sobre todos os indivíduos tratados e todos \mathbf{x}_i mede o efeito médio do tratamento. Formalmente, nesse caso, o efeito do tratamento sobre os tratados é dado por:

$$\begin{aligned} E[y_{1i} - y_{0i} | D_i = 1] &= E[\{E[y_{1i} | \mathbf{x}_i, D_i = 1] - E[y_{0i} | \mathbf{x}_i, D_i = 0]\} | D_i = 1] \quad (3.24) \\ &= E[\Delta_{\mathbf{x}} | D_i = 1], \end{aligned}$$

onde $\Delta_{\mathbf{x}} = E[y_{1i} | \mathbf{x}_i, D_i = 1] - E[y_{0i} | \mathbf{x}_i, D_i = 0]$.

Se as variáveis \mathbf{x} são discretas, o estimador de pareamento é definido como uma soma ponderada:

$$E[y_{1i} - y_{0i} | D_i = 1] = \sum_{\mathbf{x}} \Delta_{\mathbf{x}} \Pr[\mathbf{x}_i = \mathbf{x} | D_i = 1], \quad (3.25)$$

onde $\Pr[\mathbf{x}_i = \mathbf{x} | D_i = 1]$ é a distribuição da probabilidade para \mathbf{x}_i , dado $D_i = 1$.

O método de *propensity scores* (ROSENBAUM; RUBIN, 1983) faz o pareamento nos escores de propensão em vez de fazê-lo nos regressores diretamente. O pareamento exato, isto é, dois indivíduos com o mesmo escore, não é possível, então as unidades de comparação utilizadas são aquelas para as quais os escores estão suficientemente próximos à unidade tratada. O *propensity score* é a probabilidade condicional de se receber tratamento dado \mathbf{x} , denotado $p(\mathbf{x})$, como sugerido por Rosenbaum & Rubin (1983) para representar uma medida de pareamento.

No método de *propensity scores*, controla-se pelas covariáveis usando uma função particular delas, especificamente a probabilidade condicional de tratamento, $\Pr[D_i = 1 \mid \mathbf{x}_i]$. Ou seja, faz-se o pareamento sobre o *propensity score*. Isso pode ser facilmente calculado por uma regressão logit, por exemplo.

Considere que o grupo de comparação para o caso tratado i com características \mathbf{x}_i seja dado pelo conjunto $A_i(\mathbf{x}) = \{ j \mid \mathbf{x}_j \in c(\mathbf{x}_i) \}$, onde $c(\mathbf{x}_i)$ representa as características da vizinhança de \mathbf{x}_i . Seja N_C o número de casos no grupo de comparação e $w(i, j)$ o peso dado ao j -ésimo caso ao se fazer uma comparação com o i -ésimo caso tratado, com $\sum_j w(i, j) = 1$. Com isso, uma fórmula geral para o estimador de pareamento ATET é dada por

$$\Delta^M = \frac{1}{N_T} \sum_{i \in \{D=1\}} \left[y_{1,i} - \sum_j w(i, j) y_{0,j} \right]. \quad (3.26)$$

Os seguintes métodos de pareamento serão aqui tratados: pareamento simples, pareamento por vizinhos mais próximos, pareamento kernel, pareamento por estratificação ou intervalo e pareamento por raio.

O pareamento simples compara elementos que contenham exatamente o mesmo vetor discreto \mathbf{x} ,

$$\Delta^M = \sum_k w_k [\bar{y}_{1,k} - \bar{y}_{0,k}], \quad (3.27)$$

onde \bar{y}_1 é o resultado médio dos tratados, \bar{y}_0 é o resultado médio dos não tratados e w_k é o peso do k -ésimo elemento (ou seja, a fração de observações no elemento k).

O método de pareamento por vizinhos mais próximos escolhe, para cada indivíduo tratado i , o conjunto $A_i = \{ j \mid \min_j \|\mathbf{x}_i - \mathbf{x}_j\| \}$, onde $\|\cdot\|$ denota a distância euclidiana entre vetores. Se $w(i, j) = 1$ em (3.26) quando $j \in A_i(\mathbf{x})$ e zero nos demais

casos, então essa especificação usa apenas um caso para construir o grupo de comparação para os casos tratados.

O estimador de pareamento por kernel é obtido com

$$w(i, j) = \frac{K(\mathbf{x}_j - \mathbf{x}_i)}{\sum_{j=1}^{N_{C,i}} K(\mathbf{x}_j - \mathbf{x}_i)}, \quad (3.28)$$

onde K é um kernel³.

Esses métodos compartilham a vantagem de evitar suposições na forma funcional para as equações de resultado na estimativa do ATET, além de poder estimá-lo em valores específicos de \mathbf{x} . A desvantagem é que se \mathbf{x} é de uma dimensão alta, o número de correspondências pode se tornar bem pequeno. Em tais casos, um pareamento baseado em uma medida escalar tem seu atrativo e o *propensity score matching* discutido anteriormente é um método com essa característica.

O pareamento por estratificação ou por intervalo é baseado na ideia de dividir a extensão da variação do *propensity score* em intervalos de forma que dentro de cada intervalo, os elementos tratados e não tratados tenham, em média, o mesmo *propensity score*. Pode-se usar os mesmos blocos identificados pelo algoritmo que gerou os *propensity scores*. Em seguida, calcula-se a diferença entre os resultados médios dos grupos dos tratados e de controle. O ATET é a média ponderada dessas diferenças, com os pesos sendo determinados pela distribuição das unidades tratadas entre os blocos. Uma das desvantagens desse método é que ele descarta observações em blocos onde inexiste uma unidade tratada ou de controle.

No pareamento por raio, o conjunto $A_i(p(\mathbf{x})) = \{p_j \mid || p_i - p_j || < r\}$ é baseado nos *propensity scores*. Isso significa que todos os casos de controle com *propensity scores* estimados localizados dentro do raio r são pareados ao i -ésimo caso tratado.

3.2 GENERALIZED PROPENSITY SCORE (GPS)

Uma das limitações do PSM é o fato de que a variável de tratamento deve ser discreta, geralmente binária, recebendo 0 para não tratados e 1 para os tratados. Para generalizar o modelo e permitir o uso de variáveis de tratamento contínuas, Hirano & Imbens (2004) definiram o chamado *Generalized Propensity Score* (GPS).

³ Para mais detalhes sobre kernel, ver Cameron & Trivedi (2005), seção 9.3.

Os autores demonstram, conforme segue, que o GPS possui muitas das propriedades atrativas do *propensity score* binário. Assim como no caso binário, o ajuste para uma função escalar de covariáveis remove todos os vieses associados a diferenças nas covariáveis. Além disso, o GPS também possui propriedades de balanceamento que podem ser usadas para avaliar a adequação de especificações particulares do escore.

Considere uma amostra aleatória de elementos, indexada por $i = 1, \dots, N$. Para cada i postula-se a existência de um conjunto potencial de resultados, $Y_i(t)$, para $t \in \mathcal{T}$, referida como o nível de unidade da função dose-resposta. No caso do tratamento binário $\mathcal{T} = \{0, 1\}$. Aqui, permite-se que \mathcal{T} esteja em um intervalo $[t_0, t_1]$. O interesse está na função dose-resposta média, $\mu(t) = E[Y_i(t)]$. Para cada elemento i , há também um vetor de covariáveis \mathbf{X}_i e o nível de tratamento recebido, $T_i \in [t_0, t_1]$. Observa-se o vetor \mathbf{X}_i , o tratamento recebido T_i e o resultado potencial correspondente ao nível do tratamento recebido, $Y_i = Y_i(T_i)$.

Para simplificar a notação, o subscrito i será suprimido nas próximas equações. Assume-se que $\{Y(t)\}_{t \in \mathcal{T}}$, T , \mathbf{X} são definidos em um espaço de probabilidade comum, que T é continuamente distribuído com relação à medida de Lebesgue⁴ sobre \mathcal{T} e que $Y = Y(T)$ é uma variável aleatória bem definida, o que requer que a função aleatória $Y(\cdot)$ seja adequadamente mensurável. A suposição chave generaliza a Suposição 1, da independência condicional:

Suposição 5 (Não confundimento fraco⁵):

$$Y(t) \perp T \mid \mathbf{X} \text{ para todo } t \in \mathcal{T}. \quad (3.29)$$

Os autores se referiram à Suposição 5 como não confundimento fraco em razão de não requerer independência conjunta de todos os resultados potenciais, $\{Y(t)\}_{t \in [t_0, t_1]}$. Ao invés disso, é requerida a independência condicional que valha para cada valor do tratamento.

Definição 1 (*Propensity Score* Generalizado): Seja $r(t, \mathbf{x})$ a densidade condicional do tratamento dadas as covariáveis:

$$r(t, \mathbf{x}) = f_{T|\mathbf{X}}(t|\mathbf{x}). \quad (3.30)$$

Então, o *propensity score* generalizado (GPS) é dado por $R = r(T, \mathbf{X})$.

⁴ Em matemática, a medida de Lebesgue é a generalização padrão dos conceitos de comprimento na reta, área no plano e volume no espaço. A medida de Lebesgue (em homenagem ao matemático francês Henri Lebesgue) está definida para uma ampla família de subconjuntos do \mathbf{R}^n . Para mais detalhes, consultar Meisters (1997).

⁵ Tradução para *weak unconfoundedness*, a exemplo do termo utilizado por Peixoto et al. (2012).

A função r é definida em quase todas as equivalências. Pelos resultados padrões nas distribuições de probabilidade condicional, pode-se escolher r de tal forma que $R = r(T, \mathbf{X})$ e $r(t, \mathbf{X})$ sejam variáveis aleatórias bem definidas para todo t .

O GPS, assim como o propensity score padrão, também possui uma propriedade de balanceamento. Dentro de um estrato com o mesmo valor de $r(t, \mathbf{X})$, a probabilidade de que $T = t$ não depende do valor de \mathbf{X} . Grosso modo, o GPS tem a seguinte propriedade:

$$\mathbf{X} \perp 1\{T = t\} | r(t, \mathbf{X}) \quad (3.31).$$

Essa é uma implicação direta da definição do GPS e não requer a suposição do não confundimento.

Teorema (Não confundimento fraco dado o *Propensity Score* Generalizado): suponha que a atribuição ao tratamento seja fracamente não confundida dadas as variáveis de pré-tratamento \mathbf{X} . Então, para todo t ,

$$f_T(t | r(t, \mathbf{X}), Y(t)) = f_T(t | r(t, \mathbf{X})). \quad (3.32)$$

A prova do teorema pode ser verificada em Hirano & Imbens (2004). Além disso, os autores também demonstram que o GPS pode ser usado para eliminar qualquer viés associado com diferenças nas covariáveis. A abordagem consiste basicamente em dois passos. Primeiro, estimam a expectativa condicional do resultado como função de duas variáveis escalares, o nível de tratamento T e o GPS R , $\beta(t, r) = E[Y | T = t, R = r]$. Segundo, para estimar a função de dose-resposta em um nível particular de tratamento, calcula-se a média dessa expectativa condicional sobre o GPS em um nível particular de tratamento, $\mu(t) = E[\beta(t, r(t, \mathbf{X}))]$. Vale notar que a média não é calculada sobre o GPS $R = r(T, \mathbf{X})$; ao invés disso, a média é calculada sobre o escore avaliado no nível de tratamento de interesse, $r(t, \mathbf{X})$.

Os autores também reforçam que a função de regressão $\beta(t, r)$ não tem uma interpretação causal. Em particular, a derivada com respeito ao nível de tratamento t não representa um efeito médio da alteração no nível de tratamento para qualquer subpopulação particular. Na abordagem em questão, empregam-se suposições paramétricas sobre a forma de $\beta(t, r)$ ao invés de $\mu(t)$ e não há necessidade de ponderar as observações.

4 RESULTADOS OBTIDOS COM *PROPENSITY SCORE MATCHING* E SUA VERSÃO GENERALIZADA

A seguir, serão apresentados os dados utilizados em cada um dos métodos apresentados na seção 3.

4.1 RESULTADOS PARA *PROPENSITY SCORE MATCHING*

Conforme visto na seção 3.1, para se utilizar a avaliação de tratamento por PSM é necessário identificar as variáveis de tratamento e o vetor de características observáveis dos indivíduos, para, então, calcular o escore de propensão.

Como é de interesse o impacto das cooperativas de crédito no PIB per capita dos municípios brasileiros, uma etapa inicial consiste em identificar as variáveis observáveis que aumentam a probabilidade de que um município tenha uma cooperativa de crédito. Para os efeitos desse estudo, consideram-se tratados (variável $TREAT = 1$) os municípios que não possuíam cooperativa de crédito nos anos de 2006 e 2007 e passaram a ter em 2008 ou 2009. O impacto a ser verificado será no PIB per capita de 2010.

O tamanho do município, em termos de sua população, é a primeira variável a ser considerada. Dos vinte municípios brasileiros mais populosos, dez estão, também, entre os vinte com mais cooperativas de crédito, considerando a quantidade de cooperativas em dezembro de 2010 e a população do mesmo ano.⁶ Dessa forma, entende-se que o tamanho da população do município é variável importante a ser considerada no cálculo do escore.

Ao se verificar a definição de uma cooperativa de crédito, conforme seção 2.2, percebe-se que seu objetivo básico é o de prestar serviços financeiros de modo mais simples e vantajoso a seus associados. Apesar de existirem cooperativas de livre admissão, a maior parte das cooperativas é formada por grupos de interesses comuns. Dados do BCB de dezembro de 2012⁷ mostram que, das 1.216 cooperativas singulares em funcionamento, quase três quartos eram cooperativas de crédito mútuo envolvendo atividades afins ou de crédito rural. Esses dados levam a

⁶ Os dados de cooperativas de crédito foram obtidos junto ao Banco Central do Brasil e os dados de população dos municípios, do IBGE.

⁷ Quadro 3, disponível em <http://www.bcb.gov.br/?QEVSFN201212>

acreditar que a questão da diversidade possa estar ligada à probabilidade de instalação de uma cooperativa no município. Ou seja, quanto maior a diversidade social e econômica, menor a tendência ao associativismo e, portanto, menor a probabilidade de instalação de uma cooperativa. Nesse sentido, quanto maior o capital social da localidade, maior a propensão de constituição de organizações associativas, aumentando a propensão a cooperar. Mourão (2006) utiliza a *proxy* “Número médio de membros das famílias residentes” para representar a diversidade. Trata-se de uma variável com um número mínimo de um e sem valor máximo. O valor mínimo exprime a máxima diversidade possível (famílias singulares, de um só indivíduo) enquanto valores maiores exprimem uma menor diversidade e, portanto, uma maior homogeneidade social do espaço. No caso extremo, por exemplo, de todos os membros do espaço pertencerem a uma família, esta variável será igual ao número de residentes desse espaço, supondo-se que, como pertencentes à mesma família, compartilharão em maior probabilidade de padrões culturais e de escolhas sociais do que se existirem diversas famílias (o que diminuiria o valor da variável escolhida). Assim, postula-se que valores maiores da variável proposta como *proxy* refletirão uma menor diversidade social da população e aumentarão a probabilidade de existência de uma cooperativa nesse espaço.

Uma terceira variável que pode estar associada à presença de uma cooperativa nos municípios é a desigualdade. Uma vez que as cooperativas de crédito oferecem serviços financeiros a preços mais vantajosos que o segmento bancário, é possível que sua presença seja mais provável em municípios onde as desigualdades sejam mais evidentes. Nesse sentido, o índice de Gini seria uma variável a ser considerada no cálculo do *propensity score*. Para satisfazer a propriedade de balanceamento, o índice de Gini foi substituído pelo seu quadrado.

A ausência ou presença de agência ou posto bancário no município pode influenciar, também, na probabilidade de constituição de uma cooperativa de crédito, principalmente em municípios menores, onde a quantidade de bancos é mais reduzida.

O nível de capital humano no município é fator a ser considerado no estudo em questão. Espera-se que o cooperativismo esteja mais disseminado onde o nível educacional é mais elevado que em municípios com baixo nível de escolaridade. Nesse caso, a variável a ser utilizada é a taxa de analfabetismo para o ano de 2000.

Vale lembrar que, por se tratar de uma medida de analfabetismo, essa variável é tratada como uma medida de “anticapital” humano.

Percebe-se uma tradição do cooperativismo nas regiões Sul e Sudeste, que pode ser comprovada, inclusive, pelo próprio histórico do cooperativismo no Brasil. Além disso, essas regiões concentram a maioria das cooperativas de crédito em funcionamento. Por esse motivo, *dummies* para essas regiões foram incluídas, já que o simples fato do município pertencer a uma dessas regiões faz aumentar a probabilidade de constituição de uma cooperativa de crédito.

Para finalizar, conforme já mencionado, muitas cooperativas são formadas por grupos profissionais afins, o que leva a crer que municípios com concentração de atividades em determinado ramo sejam mais suscetíveis a ter uma cooperativa de crédito. Catela & Gonçalves (2009) desenvolveram um índice de especialização que pode ser utilizado para esse fim. De acordo com os autores, a forma mais simples de medir a especialização de uma cidade em um determinado setor é medir a participação de cada setor no emprego local. Se s_{ij} é a porção do setor j na cidade i , define-se o seguinte índice de especialização (IE):

$$IE_i = \max_j (s_{ij}) \quad (4.1)$$

Dado que certos setores apresentam amplas percentagens do total do emprego local, os autores utilizaram uma medida relativa de especialização, dividindo o índice local pela percentagem que o setor ocupa no emprego nacional. O índice de especialização relativa (IER) é dado por:

$$IER_i = \max_j (s_{ij}/s_j), \quad (4.2)$$

onde s_j é a porção do setor j no emprego nacional. Para os propósitos deste trabalho, será utilizado o IER como forma de representar a especialização de um município em determinado setor.

O QUADRO 2 resume as variáveis a serem utilizadas para o cálculo do *propensity score*.

VARIÁVEL	DESCRIÇÃO	FONTE
Pop2006	População do município em 2006	IBGE
TamMedFam	Número médio de membros de famílias residentes em 2010	IBGE, Censo 2010 ⁸
Gini2003SQ	Quadrado do Índice de Gini para os municípios brasileiros em 2003	IBGE Cidades ⁹
D_AgBanc20062007	Indicador de presença de agência ou posto bancário no município nos anos de 2006 ou 2007 – 1 indica presença em pelo menos um dos dois anos; 0 indica ausência nos dois anos	Banco Central do Brasil
TxAnalf2000	Taxa de analfabetismo municipal em 2000	IBGE
TxAnalf2000SQ	Taxa de analfabetismo municipal em 2000, elevada ao quadrado	IBGE
D_Sudeste	Dummie indicativa de que o município pertence à região Sudeste do Brasil.	IBGE
D_Sul	Dummie indicativa de que o município pertence à região Sul do Brasil.	IBGE
IER	Índice de Especialização Relativa para 2010	IBGE ¹⁰
TREAT	Variável de tratamento binária. Se o município não possui cooperativa de crédito nos anos de 2006 a 2009, recebe 0; se não possui cooperativa de crédito em 2006 e 2007, mas passou a ter em 2008 ou 2009, recebe 1.	Banco Central do Brasil

QUADRO 2 – VARIÁVEIS USADAS NO PROPENSITY SCORE

FONTE: O autor

As estatísticas descritivas para essas variáveis podem ser visualizadas na TABELA 5, a seguir. Apesar de conter informações sobre as variáveis para quase todos os municípios, o número de observações ficou reduzido em razão do período considerado para a construção da variável de tratamento, como será visto posteriormente.

⁸ Utilizado o site <http://www.sidra.ibge.gov.br>, tabela 3146; o número de responsáveis foi utilizado como número de domicílios e o tamanho de cada família foi obtido somando-se as seguintes opções da condição do domicílio: responsáveis, cônjuge, filho ou enteado, neto ou bisneto, outro parente e sem parentesco. A divisão desse total com o número de domicílios dá o tamanho médio das famílias.

⁹ O índice de Gini municipal mais recente refere-se ao ano de 2003 e foi encontrado no Mapa de Pobreza e Desigualdade dos municípios, disponível em <http://www.ibge.gov.br/cidadesat/topwindow.htm?1>.

¹⁰ O IER foi calculado conforme Catela & Gonçalves (2009), com a diferença que, como os autores utilizaram o CNAE/95, foi adotada uma desagregação setorial, considerando os setores industriais de transformação a dois dígitos da divisão de atividade econômica industrial. Estes setores correspondiam às divisões de 15 até 37. Atualmente, a classificação correspondente vai de 10 a 33 e não possui a reciclagem entre elas.

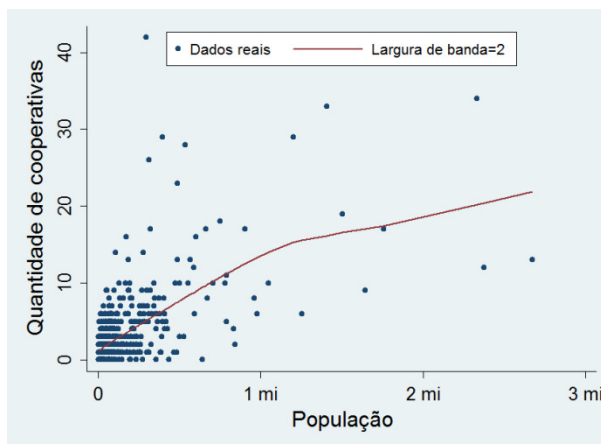
TABELA 5 – ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DAS VARIÁVEIS USADAS NO PROPENSITY SCORE

VARIÁVEL	Nº DE OBS.	MÉDIA	DESV. PAD.	MÍN.	MÁX.
Pop2006	4.631	38.235	215.602	823	10.927.985
TamMedFam	4.631	3,33	0,37	2,56	5,88
Gini2003SQ	4.590	0,16	0,03	0,06	0,30
D_AgBanc20062007	4.631	0,72	0,45	0	1
TxAnalf2000	4.590	14,63	8,09	0,71	40,66
TxAnalf2000SQ	4.590	279,35	292,56	0,50	1.653,24
D_Sudeste	4.631	0,33	0,47	0	1
D_Sul	4.631	0,25	0,43	0	1
IER	4.631	12,41	14,24	0,58	481,62
TREAT*	2.713	0,07	0,25	0	1

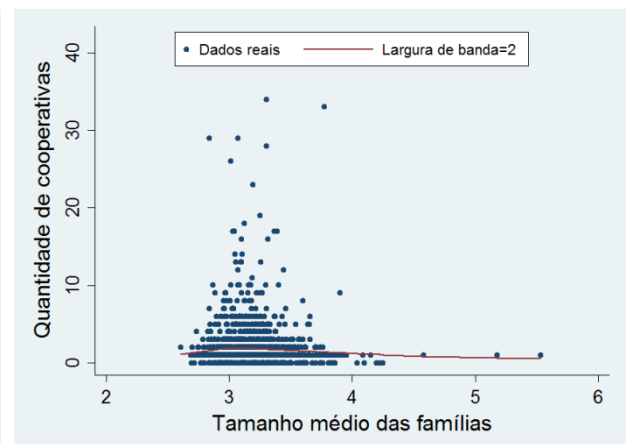
* *Dummie* indicando presença (1) ou ausência (0) de cooperativas

FONTE: O autor

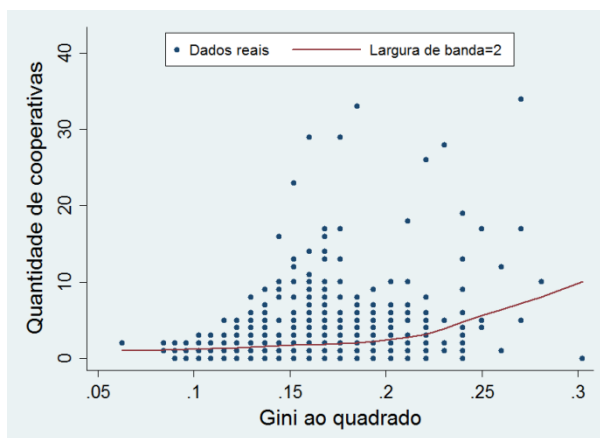
A FIGURA 1 mostra gráficos com regressões não paramétricas do tipo Lowess para as variáveis da TABELA 5 contra a quantidade de cooperativas em 2009 (variável dependente). Consideradas isoladamente e sem a separação dos tratados e de controle, os gráficos mostram as mais variadas relações, que deverão ser homogeneizadas com o uso do *propensity score*.



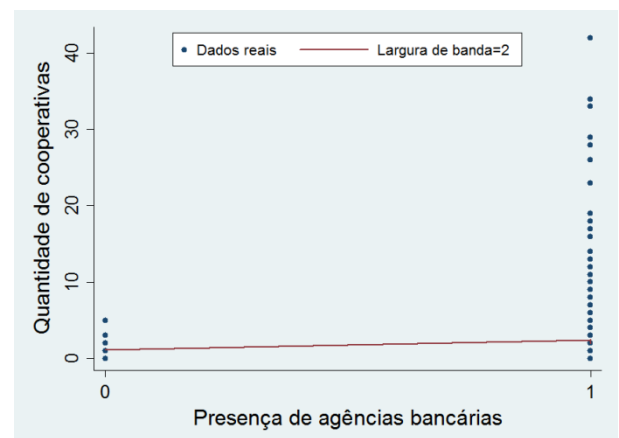
(a) Quantidade de Cooperativas x Pop2006



(b) Quantidade de Cooperativas x TamMedFam



(c) Quantidade de Cooperativas x Gini2003SQ



(d) Quantidade de Cooperativas x D_AgBanc20062007

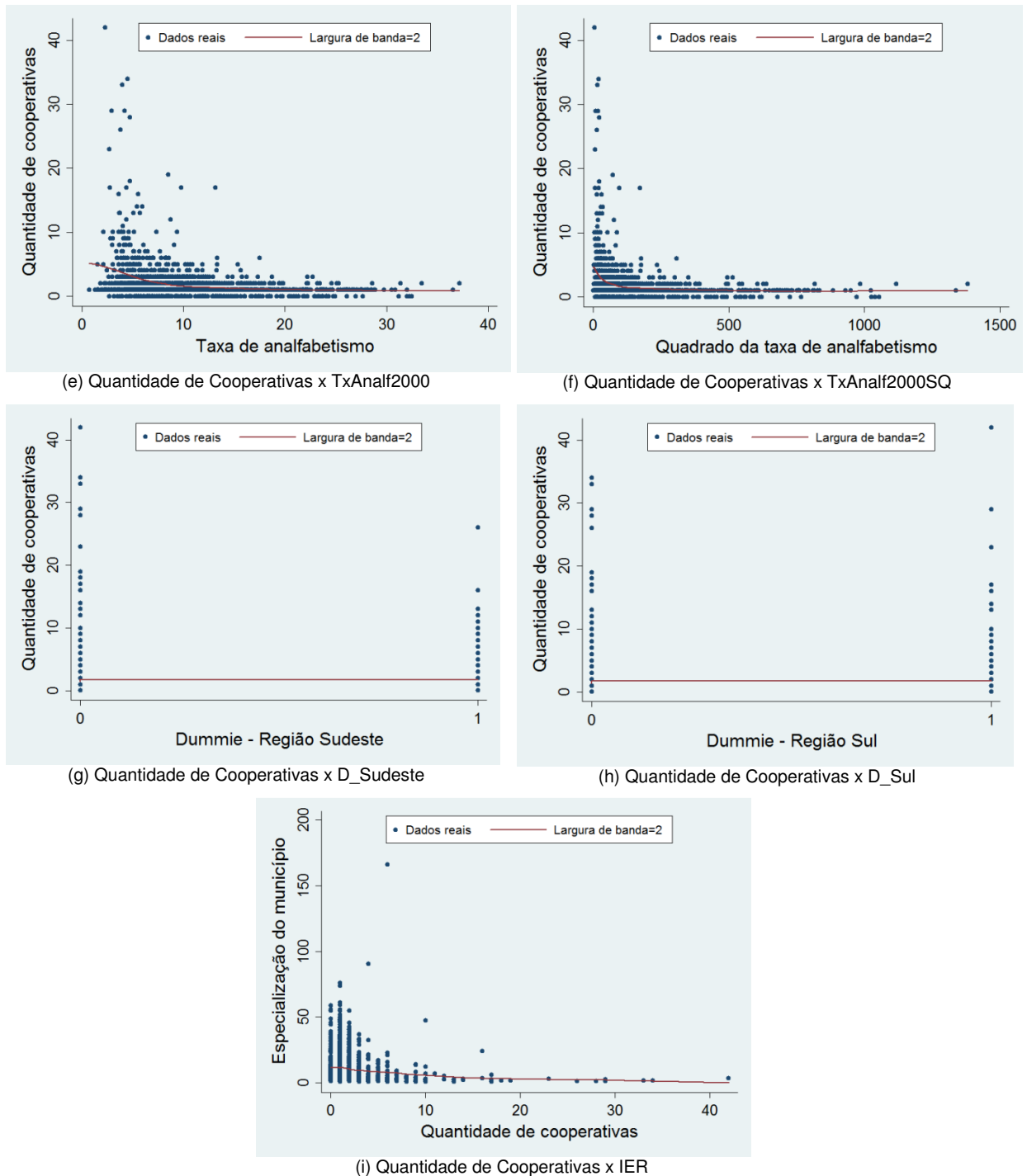


FIGURA 1 – ESTIMADOR LOWESS QUANTIDADE DE COOPERATIVAS X VARIÁVEIS DO PSM
 FONTE: O autor, com dados do Banco Central e do IBGE

O *propensity score* foi calculado utilizando-se o *software* Stata para dados de 2.713 municípios, representando aqueles que poderiam ser classificados como tratado ou de controle. Vale lembrar que o município é considerado tratado se não possuía cooperativa de crédito nos anos de 2006 e 2007 e passou a ter em 2008 ou 2009, ao passo que pertence ao grupo de controle se permaneceu sem cooperativa

de crédito por todo o período de 2006 a 2009. A TABELA 6 mostra a média e o desvio padrão das variáveis, separadas por grupo de tratamento e de controle:

TABELA 6 – ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DAS VARIÁVEIS: GRUPO DE TRATAMENTO E DE CONTROLE

VARIÁVEL	TRATADOS			CONTROLE		
	Nº OBS.	MÉDIA	DESV. PAD.	Nº OBS.	MÉDIA	DESV. PAD.
Pop2006	181	17.965,40	23.414,76	2.532	20.086,68	33.269,32
TamMedFam	181	3,18	0,25	2.532	3,45	0,42
Gini2003SQ	179	0,16	0,03	2.520	0,16	0,02
D_AgBanc20062007	181	0,78	0,42	2.532	0,65	0,48
TxAnalf2000	179	11,08	5,76	2.520	18,20	8,24
TxAnalf2000SQ	179	155,76	174,12	2.520	398,94	324,81
D_Sudeste	181	0,39	0,49	2.532	0,31	0,46
D_Sul	181	0,44	0,50	2.532	0,08	0,27
IER	181	12,06	10,60	2.532	13,77	16,40
PIBperCapita2010*	181	16,438	18,640	2.532	11,156	15,176

FONTE: O autor

*Em R\$ 1 mil

Antes de apresentar o resultado utilizando o PSM, cabe mostrar, para efeito de comparação, os valores da estimativa do impacto da cooperativa de crédito no município utilizando métodos mais simples.

Como o interesse está no impacto no PIB per capita, uma medida possível desse efeito é a diferença média de seu valor entre os grupos tratado e de controle, levando à estimativa de R\$ 5.282. Esse método é denominado comparação tratamento-controle (CAMERON; TRIVEDI, 2005). O valor obtido corresponde ao coeficiente da variável de tratamento TREAT em uma regressão OLS de PIB per Capita 2010 sobre TREAT, usando uma amostra combinada de tratamento e controle, ou seja, seria uma forma de estimar o ATE (efeito médio do tratamento). Entretanto, diferenciar as subamostras apenas pelo recebimento ou não do tratamento não é um bom controle. Outra abordagem sugerida pelos autores é a indicação de uma função controle para diferenciar as subamostras, indicando suas características e estimando por OLS:

$$\text{PIBperCapita2010}_i = \mathbf{x}_i' \boldsymbol{\beta} + \alpha \text{TREAT}_i + u_i, \quad i = 1, \dots, 2.713 \quad (4.3)$$

A regressão acima utilizando como vetor de variáveis as mencionadas na TABELA 5 retornou uma estimativa para o impacto das cooperativas no PIB per Capita 2010 de R\$ 163, bem abaixo dos R\$ 5.284 obtidos anteriormente e com coeficiente não significativo. Há ainda, uma terceira forma de mensurar esse impacto: calculando a diferença entre a média de ganhos do grupo tratado antes e

depois do tratamento. Como se considera tratado o município com presença de cooperativa entre 2008 e 2009, é necessário calcular a diferença entre o PIB per capita de 2010 e o PIB per capita de 2007 (antes de receber o tratamento). O resultado obtido nesse caso é um impacto de R\$ 4.773 e esse método é conhecido como comparação antes-depois, refletindo um valor para o ATET (efeito médio do tratamento sobre os tratados).

Entretanto, esse tipo de estimativa pode ser enganoso já que desconsidera alterações ocorridas nesse período que poderiam ter também contribuído para a melhoria no PIB per capita. O estimador de diferenças em diferenças calcula uma quantidade similar para o grupo de controle e a utiliza como uma medida das alterações relacionadas ao não tratamento no período. Assim, para obter o valor do impacto devido apenas ao tratamento subtrai-se este valor daquele obtido pelo método da comparação antes-depois. No caso em questão, a diferença é R\$ 4.773 – R\$ 3.205 = R\$ 1.568. Cameron & Trivedi (2005) demonstram que o estimador de diferenças em diferenças é equivalente ao α da regressão OLS:

$$\text{PIBpCap}_{it} = \phi + \delta D2010_{it} + \gamma \alpha D_i + \alpha D2010_{it} \times D_i + u_i, \quad i = 1, \dots, 2.713, t = 2007, 2010 \quad (4.4)$$

onde $\text{PIBpCap}_{i, 2007}$ denota o PIB per capita no período anterior ao tratamento e $\text{PIBpCap}_{i, 2010}$ denota o PIB per capita no período posterior ao tratamento, de modo que a regressão possui 5.426 observações. A variável indicador $D2010_{it}$ é igual a um no período após o tratamento, a variável D_i é igual a um se o indivíduo está na amostra tratada e, portanto, o termo de interação $D2010_{it} \times D_i$ é igual a um para indivíduos tratados no período pós tratamento. Vale notar que o intercepto ϕ poderia ser substituído por $\mathbf{x}'_{it}\beta$. Isso não faz nenhuma diferença nesse caso, já que os regressores são invariantes no tempo, de forma que $\mathbf{x}_{it} = \mathbf{x}_i$. A TABELA 7 mostra o resumo dos resultados dos métodos aqui citados para o cálculo do impacto das cooperativas no PIB per capita dos municípios.

TABELA 7 – IMPACTO DAS COOPERATIVAS NO PIB PER CAPITA: VÁRIAS ESTIMATIVAS DE EFEITO DO TRATAMENTO

MÉTODO	ESTIMATIVA	ERRO PADRÃO	Nº OBS.	t	P> t
Comparação tratamento-controle	R\$ 5.282	1.187	2.713	4,45	0,000
Estimador da função controle	R\$ 163	1.186	2.699	0,14	0,891
Comparação antes-depois	R\$ 4.773	1.785	362	2,47	0,008
Diferenças em diferenças	R\$ 1.568	1.482	5.462	1,06	0,290

FONTE: O autor, utilizando o *software* Stata

Seguindo a metodologia descrita na seção 3.1, a construção de escores de propensão baseados numa regressão logit retornou os coeficientes mostrados na

TABELA 8 e permitiu a formação de grupos de tratamento e controle com características similares no momento precedente ao tratamento, com a propriedade de balanceamento satisfeita.

TABELA 8 – ESTIMATIVAS DOS PROPENSITY SCORES (LOGIT)

VARIÁVEL	COEF.	ERRO PADRÃO	z	P> z
Pop2006	-1,22E-06	2,93E-06	-0,41	0,68
TamMedFam	-0,46	0,337	-1,37	0,17
Gini2003SQ	12,39	3,770	3,29	0,00
D_AgBanc20062007	0,03	0,220	0,14	0,89
TxAnalf2000	-0,09	0,055	-1,59	0,11
TxAnalf2000SQ	0,00	0,002	0,30	0,77
D_Sudeste	0,75	0,273	2,76	0,01
D_Sul	2,35	0,315	7,44	0,00
IER	0,00	0,007	-0,67	0,51
Intercepto	-2,74	1,357	-2,02	0,04

FONTE: O autor, utilizando o *software* Stata

Seis blocos foram criados a fim de garantir que o escore de propensão médio não seja diferente para municípios do grupo tratado e de controle. Foi utilizada, também, a opção de suporte comum, sendo retornada a região no intervalo [0,0061; 0,4609], para um total de 2.582 observações. A TABELA 9 abaixo mostra o limite inferior, o número de municípios tratados e de controle e suas respectivas médias para cada bloco:

TABELA 9 – ESCORES DE PROPENSÃO POR BLOCOS

BLOCO	LIMITE INFERIOR DO BLOCO	TRATADOS		CONTROLE	
		OBS.	MÉDIA	OBS.	MÉDIA
1	0,006	6	0,013	1.069	0,013
2	0,025	26	0,039	418	0,036
3	0,050	36	0,073	529	0,073
4	0,100	44	0,137	233	0,133
5	0,200	61	0,296	139	0,289
6	0,400	6	0,426	15	0,427
Total		179		2.403	

FONTE: O autor, utilizando *software* Stata

Observa-se na tabela acima, que a propriedade de balanceamento garante que a média do escore calculado a partir das variáveis de interesse é praticamente a mesma em cada bloco. A FIGURA 2 plota o PIB per capita 2010 contra o propensity score, separadamente para as amostras tratada e de comparação. É possível perceber a grande quantidade de observações, na amostra de controle, com baixo *propensity score*. Para melhor visibilidade do gráfico, foram omitidas as observações

com PIB per capita 2010 maiores que R\$ 100.000¹¹. Esses valores foram considerados, entretanto, nos cálculos do *propensity score*.

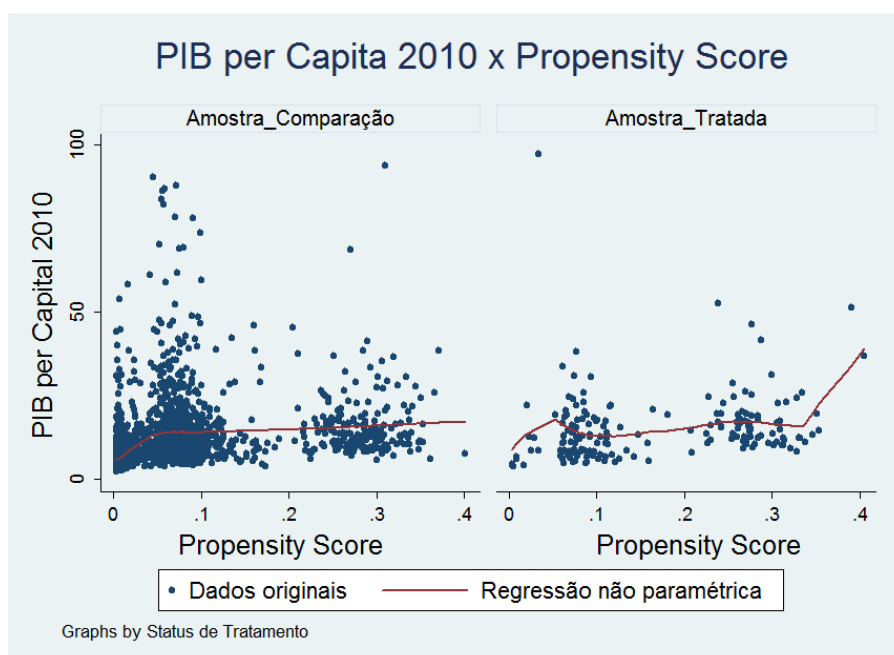


FIGURA 2 – GRÁFICO PIB PER CAPITA 2010 X PROPENSITY SCORE
FONTE: O autor, utilizando *software* Stata

A TABELA 10 mostra os resultados encontrados para os métodos de pareamento definidos na seção 3.1, com erros padrão obtidos por *bootstrap* de 200 replicações.

TABELA 10 – ESTIMATIVAS POR PSM COM DIFERENTES MÉTODOS DE PAREAMENTO

MÉTODO	ESTIMATIVA	Nº TRATADOS	Nº CONTROLE	ERRO PADRÃO	t
Vizinhos mais próximos	R\$ 1.724	179	157	2.395	0,72
Pareamento por raio ($r=0,001$)	R\$ 3.171*	154	1.466	1.814	1,71
Estratificação	R\$ 672	179	4.258	1.415	0,48
Kernel	R\$ 2.385**	179	2.403	1.588	1,50

* Significante a 5%; ** Significante a 10%;

FONTE: O autor, utilizando *software* Stata

As evidências obtidas permitem destacar uma série de importantes resultados. As estimativas para o valor do impacto das cooperativas de crédito nos municípios obtidos da comparação sem nenhum controle (comparação tratamento-controle) indicam resultado positivo da presença da cooperativa (um município com cooperativa teria, em média, um PIB per capita com valor de R\$ 5.282 acima do valor da mesma variável em municípios sem cooperativa). Deve-se notar, entretanto,

¹¹ Dezesete municípios atendem a essa condição: São Francisco do Conde (BA, R\$ 297 mil), Porto Real (RJ, R\$ 291 mil), Louveira (SP) R\$ 240 mil, Triunfo (RS, R\$ 224 mil), Alto Horizonte (GO, R\$ 167 mil), Presidente Kennedy (ES, R\$ 156 mil), Quissamã (RJ, R\$ 154 mil), Araporã (MG, R\$ 150 mil), São Gonçalo do Rio Abaixo (MG, R\$ 145 mil), Jambeiro (SP, R\$ 132 mil), Ipojuca (PE, R\$ 113 mil), Ariranha (SP, R\$ 109 mil), Monções (SP, R\$ 106 mil).

que tal resultado desconsidera as diferentes características dos agentes e as diferentes probabilidades de participação. Tais diferenças diminuem quando é considerado o estimador da função controle, por Mínimos Quadrados, chegando a uma diferença de apenas R\$ 163. Essa estimativa, entretanto, não foi significativa. Utilizando a comparação antes-depois apenas para o grupo de tratamento, o impacto retornado foi de R\$ 4.773, enquanto o diferenças em diferenças forneceu um impacto de R\$ 1.568 (também não significativo). O que há de comum entre esses métodos é que eles desconsideram a probabilidade de participação no tratamento.

Com o estimador de *Propensity Score*, as evidências indicam em todos os métodos utilizados, que a presença da cooperativa de crédito no município retorna um resultado positivo, variando de R\$ 672 (método da estratificação) a R\$ 3.171 (método de pareamento por raio igual a 0,001, significativo a 5%). Vale destacar também o impacto de R\$ 2.385 obtido utilizando o Kernel, significativo a 10%.

Outro método que produziu um resultado significativo a 1% para o coeficiente da variável de tratamento foi a regressão por mínimos quadrados para explicar o logaritmo do PIB per capita 2010 utilizando uma função de produção clássica ponderada pelos *propensity scores* calculados. As variáveis utilizadas foram o logaritmo da despesa de capital municipal¹² do ano de 2009, representando o capital físico; o logaritmo da escolaridade média do ano de 2000, representando o capital humano; a variável binária de tratamento, com a regra utilizada nos métodos de pareamento; e o *propensity score* calculado como peso. Os coeficientes encontrados nessa regressão ponderada são apresentados na TABELA 11 a seguir, e indicam evidências de que, para uma amostra de 2.625 observações (178 tratados e 2.447 de controle), os municípios com cooperativas apresentam um PIB per capita aproximadamente 14% maior que os municípios sem cooperativas, *ceteris paribus*.

TABELA 11 – REGRESSÃO PONDERADA POR PROPENSITY SCORES

VARIÁVEIS	COEF.	ERRO PADRÃO	t	P> t
InPIBperCapita2010 (variável dependente)				
InDespCap2006PerCap	0,24	0,027	8,94	0,000
InEscolMed2000	1,24	0,062	20,05	0,000
TREAT	0,13	0,050	2,61	0,009
Intercetpo	-0,52	0,145	-3,57	0,000

FONTE: O autor, utilizando *software* Stata

¹² O uso da despesa de capital do município como *proxy* para capital físico foi utilizada por Firme et al. (2012).

Ao se deparar com tais resultados, que mostram o impacto da simples presença da cooperativa de crédito no município, um fator deixa de ser considerado. É bem provável que o crédito, olhado pelo ângulo da cooperativa, tenha um componente espacial que não está sendo considerado nesta análise. O que se propõe, para tanto, é uma Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE) para tentar captar os padrões de interação espacial das variáveis estudadas. A dependência espacial no caso em estudo é esperada, uma vez que os empresários podem facilmente buscar crédito em cidades vizinhas, seja em busca de taxas mais competitivas ou mesmo pela indisponibilidade do crédito em sua cidade de origem.

A AEDE utiliza ferramentas estatísticas para descrever a distribuição espacial, os padrões de associação no espaço, verificar a existência de *clusters* e identificar a presença de observações atípicas. Para implementar a AEDE, é necessário impor alguma estrutura *a priori*, à interação espacial. Como um resultado da dependência espacial, o que é observado em um ponto no espaço é, em parte, determinado pelo que ocorre no resto do sistema. Esse processo de interação espacial pode ser ilustrado de maneira geral como $y_i = f(y_1, y_2, \dots, y_n)$. Ou seja, cada observação de uma variável y em uma unidade espacial i está relacionada com valores desta variável y em todas as outras localidades do sistema.

Tomando por base essa especificação geral, torna-se necessário impor alguma estrutura à relação funcional $f(\cdot)$. Drukker (2008) define dois tipos de matrizes que podem ser utilizadas para delinear essa forma funcional, que tratam a questão da influência dos vizinhos no problema. Uma é a matriz de contiguidade, que basicamente, identifica os municípios vizinhos e permite que afetem uns aos outros. Esse tipo leva naturalmente a matrizes de pesos espaciais com dependência limitada. O outro tipo de matriz é a de distância inversa. Nesse caso, elas podem ser construídas de forma que permitam que todos os locais afetem uns aos outros, podendo ser normalizadas para limitar a dependência.

Considere que W seja a matriz utilizada para delinear a forma funcional. Diversas especificações são sugeridas para essa matriz, mas, de maneira geral, há o consenso de que W seja uma matriz positiva e que cada um de seus elementos w_{ij} expresse a força da interação entre a localidade i e a localidade j . Por convenção, os elementos da diagonal w_{ii} são iguais a zero e os pesos espaciais são normalizados de maneira que a soma dos elementos de cada linha seja igual a um.

Para este trabalho, será utilizada a matriz de distância inversa, de forma que, quanto menor for a distância entre a localidade i e a localidade j , maior será o peso espacial correspondente a esta dupla de localidades, o que significa que j terá maior força de influência sobre i do que teriam outras unidades espaciais mais distantes. A variável a ser testada, neste caso é o crédito de cooperativas, de forma a verificar a dependência espacial do crédito tomado entre municípios próximos e, para isso, serão utilizados dados de crédito sobre a ótica do tomador do crédito.

A FIGURA 3 mostra a distribuição dos créditos oriundos de cooperativa (variável Cred_2008) para os 5.566 municípios brasileiros. Tais dados foram obtidos junto ao Banco Central do Brasil, por meio de bases consolidadas oriundas do Sistema de Informações de Crédito (SCR). Como há identificação do CPF do tomador, os dados foram agrupados pelo município a ele relacionado e disponibilizados para realização desta pesquisa. O SCR registra operações individualizadas de crédito cujos valores sejam maiores ou iguais a R\$ 5 mil. Portanto, os dados referem-se ao crédito de cooperativas pelo município do tomador. Eventuais valores inferiores a esse limite registrados no sistema foram desconsiderados e os municípios sem registro de operações estão sendo tratados como zero.

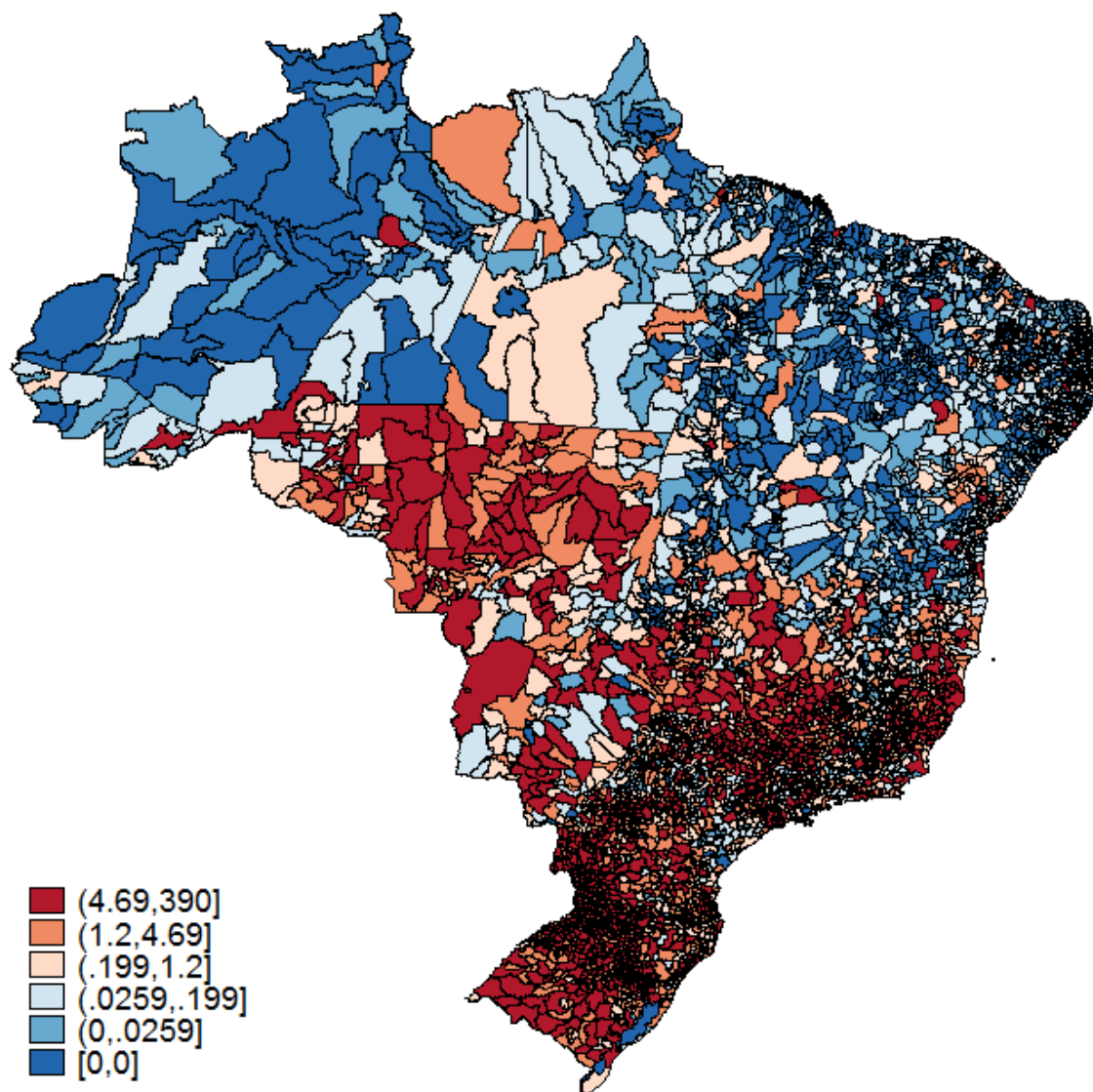


FIGURA 3 – DISTRIBUIÇÃO DO CRÉDITO DE COOPERATIVAS NOS MUNICÍPIOS BRASILEIROS EM 2008

FONTE: O autor, com dados do IBGE, utilizando *software* Stata

Analisando o gráfico visualmente, percebem-se algumas regiões em que há concentração de diferentes volumes de crédito de cooperativa, sinalizando uma correlação espacial nessa variável.

Além da forma gráfica, é possível verificar a existência de uma autocorrelação espacial global, que mede o nível em que o valor de uma variável em uma dada unidade geográfica apresenta correlação sistemática (não aleatória) com o valor da mesma variável observada nas localidades vizinhas (RIGOTTI; VASCONCELLOS, 2005).

A Estatística I de Moran é um dos principais instrumentos utilizados para verificar a dependência espacial sobre algumas variáveis. Ela fornece o grau de associação linear entre os vetores de valores observados de uma variável e a média

ponderada dos valores da vizinhança, sob a hipótese nula de ausência de correlação. Formalmente, a estatística I de Moran é descrita por:

$$I = \frac{n}{\sum_i \sum_j w_{ij}} \frac{\sum_i \sum_j w_{ij} (y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})}{\sum_i (y_i - \bar{y})^2} \quad (4.5)$$

em que n é o número de localidades, y_i é o valor da variável de interesse na localidade i , \bar{y} é o valor médio da variável e w_{ij} é o peso espacial para o par de localidades (i,j) .

A estatística I de Moran tem o valor esperado de $[-1/(n - 1)]$, de maneira que, valores iguais a essa esperança ou que estejam dentro dos limites de significância indicam aleatoriedade espacial. Valores de I maiores que o valor esperado indicam autocorrelação positiva e valores menores indicam autocorrelação negativa. Assim como os demais indicadores de autocorrelação, a estatística I de Moran também se situa no intervalo $[-1,1]$.

Entretanto, a estatística I de Moran não é suficiente para uma situação como a do estudo presente que envolve grande quantidade de municípios e uma extensão territorial muito grande. Anselin (1995) sugeriu indicadores locais de correlação espacial, conhecidos como LISA – *Local Indicators of Spatial Correlation* para medir a hipótese nula de ausência de correlação espacial local. Esses indicadores comparam os valores da variável de interesse em cada localidade específica com os valores da sua vizinhança, buscando-se testar a presença de diferenças espaciais, em vez de assumir que estas diferenças não existem. A versão local da estatística I de Moran, para cada localidade i , pode ser descrita por

$$I_i = z_i \sum_j w_{ij} z_j \quad (4.6)$$

onde z_i e z_j são variáveis em desvios da média, w_{ij} é o peso espacial para o par de localidades (i, j) e o somatório em j é tal que somente os valores do conjunto vizinho de i são considerados.

Por questões de limitações de capacidade computacional, tomou-se uma subamostra de 1.234 observações entre os dados utilizados para calcular o *propensity score* generalizado. A partir desses dados, foi gerada a matriz de distância euclidiana inversa e, então, as estatísticas I de Moran global e local. Com a redução do número de observações, foi utilizada a distância máxima entre municípios como limite para o cálculo da matriz de distância inversa. Dessa forma,

será verificada a interação entre todos os municípios da subamostra. A TABELA 12 mostra o resultado obtido para o índice I de Moran global e suas estatísticas.

TABELA 12 – ESTATÍSTICA I DE MORAN GLOBAL

VARIÁVEL	I	E(I)	SD(I)	Z	P-VALUE*
Cred_2008	0,010	-0,001	0,002	5,726	0,000

*Teste unicaudal

FONTE: O autor, com dados do Banco Central do Brasil e do IBGE

O resultado da estatística I de Moran global indica que, apesar de obter um número próximo do valor esperado, há evidência de alguma autocorrelação positiva para a subamostra de 1.234 municípios, a um nível de 5% de significância, como esperado, ou seja, podemos rejeitar a hipótese nula de que não há autocorrelação global nesse nível de significância.

A FIGURA 4 apresenta o gráfico de dispersão da estatística I de Moran global. Sobre o gráfico, Anselin (1996) afirma que, uma vez que as variáveis são tomadas como desvios a partir de suas médias, o gráfico de dispersão é centrado em (0,0). Os quatro quadrantes no gráfico representam diferentes tipos de associação entre o valor em uma dada localização (y_i) e sua defasagem espacial, ou seja, a média ponderada dos valores nas localizações vizinhas (wy_i). Os quadrantes superior direito e inferior esquerdo representam associação espacial positiva, no sentido de que uma localização está cercada de outras localizações com valores similares. Para o quadrante superior direito essa associação ocorre entre valores altos (acima da média), enquanto para o quadrante inferior, ocorre entre valores baixos (abaixo da média). Vale notar que esses dois quadrantes correspondem às noções de associação espacial positiva (alto-alto) e negativa (baixo-baixo) da estatística de Getis-Ord (GETIS; ORD, 1992). O autor ainda ressalta que, a interpretação substancial do padrão mostrado é interessante, mas pode indicar também uma escolha inadequada da matriz de pesos espaciais.

Os quadrantes superior esquerdo e inferior direito correspondem a uma associação negativa, ou seja, valores baixos são cercados por valores altos (superior esquerdo) e altos valores cercados por valores baixos (inferior direito). A densidade relativa desses quadrantes indicam qual desses padrões de associação espacial dominam.

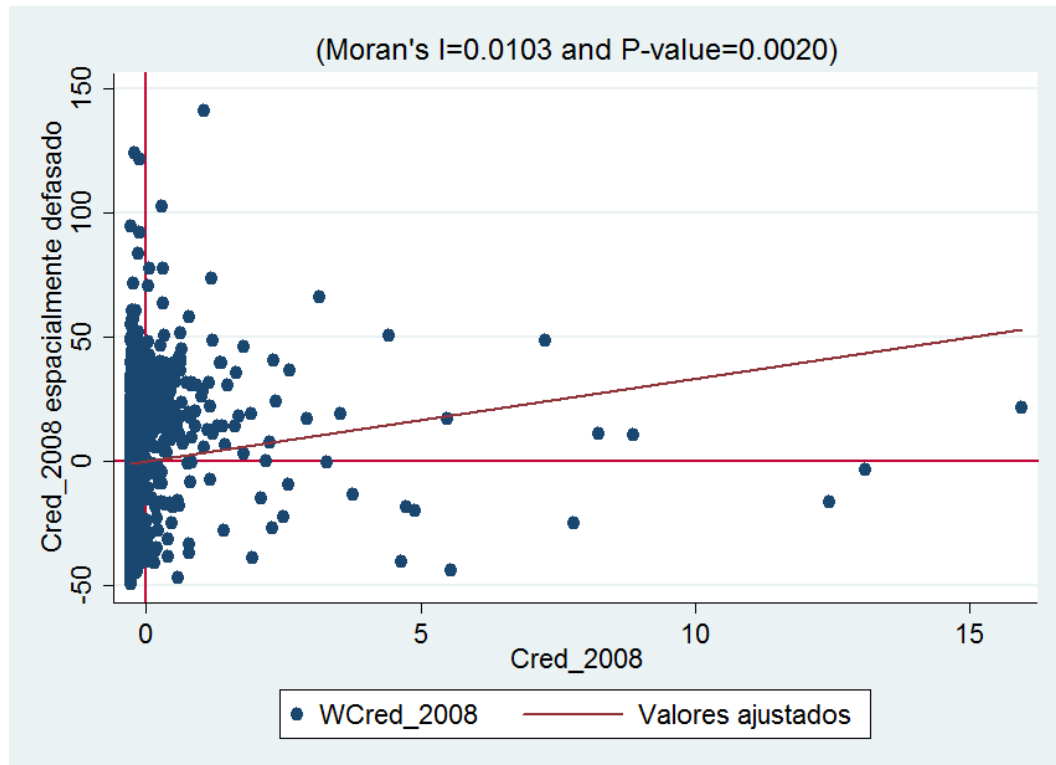


FIGURA 4 – GRÁFICO DE DISPERSÃO DA ESTATÍSTICA I DE MORAN GLOBAL

FONTE: O autor, com dados do Banco Central do Brasil e do IBGE, utilizando *software* Stata
P-value calculado utilizando procedimento de permutação aleatória.

Ao se calcular a versão local da estatística I de Moran para os 1.234 municípios da subamostra, foram obtidos resultados significativos a 5% para 51 municípios, mostrados na TABELA 13. A tabela está classificada pelos valores de z e foram omitidas as observações não significativas.

TABELA 13 – ESTATÍSTICA I DE MORAN LOCAL

MUNICÍPIO	UF	I_i	$E(I_i)$	$SD(I_i)$	z	P-VALUE*
Maceió	AL	-0,76	-0,001	0,08	-9,55	0,00
Fortaleza	CE	-0,78	-0,001	0,10	-8,13	0,00
Brasília	DF	-0,12	-0,001	0,03	-4,80	0,00
Rio de Janeiro	RJ	-0,19	-0,001	0,05	-3,62	0,00
Aracaju	SE	-0,09	-0,001	0,04	-2,47	0,01
Acorizal	MT	-0,06	-0,001	0,03	-2,23	0,01
Nilópolis	RJ	-0,12	-0,001	0,05	-2,19	0,01
Bento Gonçalves	RS	0,10	-0,001	0,06	1,73	0,04
Pará de Minas	MG	0,07	-0,001	0,04	1,73	0,04
Pejuçara	RS	0,07	-0,001	0,04	1,75	0,04
Matão	SP	0,07	-0,001	0,04	1,77	0,04
Nova Lima	MG	0,09	-0,001	0,05	1,82	0,03
Santo Antônio do Monte	MG	0,07	-0,001	0,04	1,85	0,03
Viradouro	SP	0,08	-0,001	0,04	1,88	0,03
São Carlos	SP	0,07	-0,001	0,04	1,92	0,03
Araguari	MG	0,06	-0,001	0,03	1,98	0,02
Lagoa Vermelha	RS	0,08	-0,001	0,04	1,99	0,02

MUNICÍPIO	UF	I_i	$E(I_i)$	$SD(I_i)$	z	P-VALUE*
Campo Verde	MT	0,06	-0,001	0,03	1,99	0,02
Luz	MG	0,07	-0,001	0,04	2,01	0,02
Patrocínio	MG	0,07	-0,001	0,03	2,47	0,01
Goianésia	GO	0,08	-0,001	0,03	2,67	0,00
Tuparendi	RS	0,14	-0,001	0,05	2,69	0,00
Lajeado	RS	0,22	-0,001	0,08	2,78	0,00
São Miguel do Oeste	SC	0,14	-0,001	0,05	2,81	0,00
Cláudio	MG	0,13	-0,001	0,04	2,95	0,00
Lagoa da Prata	MG	0,15	-0,001	0,05	3,11	0,00
Júlio de Castilhos	RS	0,15	-0,001	0,04	3,43	0,00
Belo Horizonte	MG	0,20	-0,001	0,06	3,50	0,00
Batatais	SP	0,13	-0,001	0,04	3,58	0,00
Tapurah	MT	0,10	-0,001	0,03	3,70	0,00
Tangará da Serra	MT	0,10	-0,001	0,03	3,78	0,00
Araxá	MG	0,11	-0,001	0,03	3,79	0,00
Taquaritinga	SP	0,18	-0,001	0,04	4,22	0,00
Santo Ângelo	RS	0,22	-0,001	0,05	4,65	0,00
Morro Agudo	SP	0,18	-0,001	0,04	5,10	0,00
Tupanciretã	RS	0,20	-0,001	0,04	5,29	0,00
Santiago	RS	0,20	-0,001	0,04	5,44	0,00
Sinop	MT	0,15	-0,001	0,03	5,81	0,00
Dumont	SP	0,25	-0,001	0,04	5,83	0,00
Santa Rosa	RS	0,35	-0,001	0,06	6,18	0,00
Cascavel	PR	0,27	-0,001	0,04	6,38	0,00
Divinópolis	MG	0,25	-0,001	0,04	6,56	0,00
Uruguaiana	RS	0,16	-0,001	0,02	6,85	0,00
Cruz Alta	RS	0,31	-0,001	0,04	7,96	0,00
Contagem	MG	0,46	-0,001	0,06	8,27	0,00
Monte Azul Paulista	SP	0,56	-0,001	0,05	11,27	0,00
Sertãozinho	SP	0,57	-0,001	0,04	13,27	0,00
Cuiabá	MT	0,37	-0,001	0,03	13,69	0,00
Bebedouro	SP	0,83	-0,001	0,05	17,48	0,00
Lucas do Rio Verde	MT	0,61	-0,001	0,03	22,22	0,00
Nova Mutum	MT	0,61	-0,001	0,03	24,92	0,00

Para os municípios citados na TABELA 13, rejeita-se a hipótese nula de que há independência espacial local, ou seja, para tais localidades há evidência de que existe dependência espacial local, considerando a subamostra de 1.233 observações.

O ideal aqui seria verificar a existência das influências espaciais em todo o conjunto dos municípios brasileiros, o que não foi possível, como dito anteriormente, devido a limitações computacionais. Entretanto, pode-se considerar diante das evidências a existência de uma correlação espacial entre o crédito de cooperativas

sob a ótica do tomador. Dessa forma, uma evolução natural ao método utilizado para mensurar o impacto das cooperativas de crédito sobre o PIB per capita é utilizar uma metodologia que possa utilizar os referidos dados de crédito. Assim, a questão espacial já estaria sendo tratada na própria disposição dos dados, obtidos sob a ótica do tomador do crédito. Como a variável de crédito é contínua, torna-se necessária a utilização do *Generalized Propensity Score* para estimar o valor desse impacto, conforme descrito na seção 3.2.

4.2 RESULTADOS PARA *PROPENSITY SCORE* GENERALIZADO

O primeiro passo é estimar a distribuição condicional do tratamento, dadas as covariáveis. Assume-se que o tratamento tem uma distribuição normal condicional nas covariáveis. Como se trata agora de uma versão contínua, o tratamento será representado pelo volume de crédito oriundo de cooperativas de crédito. Ressalta-se que as informações a serem trabalhadas representam o crédito pelo município do tomador, não pelo município onde a cooperativa de crédito está sediada, o que seria mais comum. Com isso, pretende-se considerar aqueles tomadores que, por vezes, deslocam-se para municípios vizinhos a fim de obter crédito, em seus municípios de residência.

A FIGURA 5 mostra o histograma da variável Cred_2008, que contém os valores da carteira de crédito de cooperativas para 4.286 municípios, relativos ao mês de dezembro de 2008. Ao se cotejar o total desses valores com o montante obtido por meio das contas do grupo 16 da Contabilidade das Instituições Financeiras (Cosif), percebe-se que os valores da variável estão subdimensionados. Isso ocorre porque, como já dito, o SCR não registrava em 2008 operações individualizadas de crédito cujo valor era inferior a R\$ 5 mil¹³. Para efeito dos cálculos do GPS, os valores não incluídos no SCR foram desconsiderados.

¹³ Esse limite passou a ser de R\$ 1 mil a partir de 2012 (BANCO CENTRAL DO BRASIL, 2012).

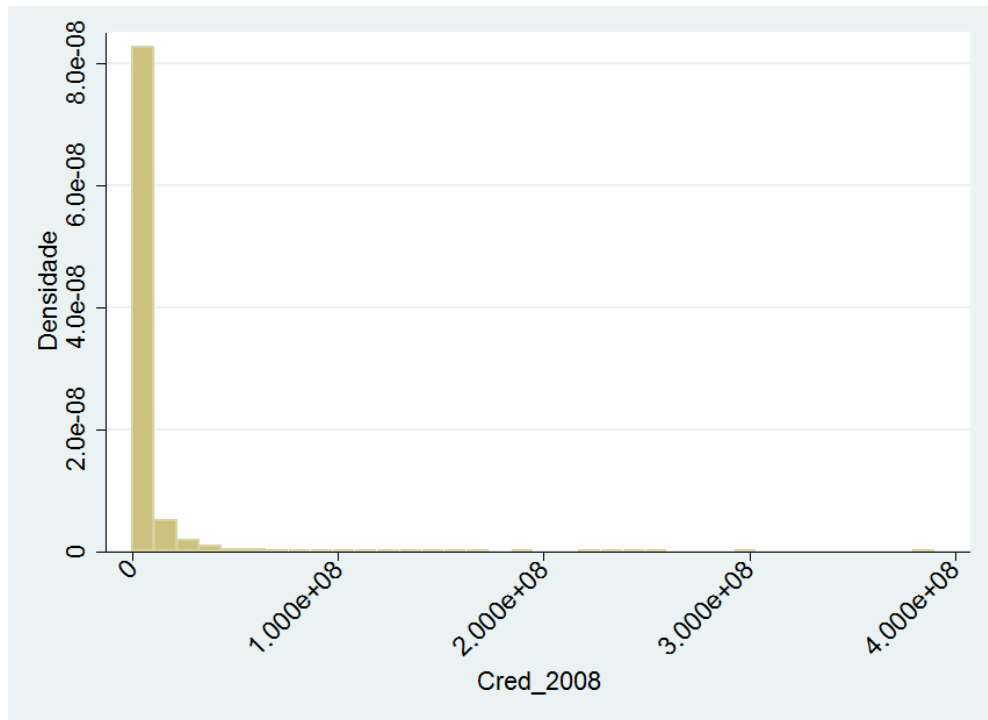


FIGURA 5 – HISTOGRAMA DA VARIÁVEL CRED_2008 – 4.186 OBSERVAÇÕES
 FONTE: O autor utilizando o *software* Stata

O histograma mostra a grande quantidade de municípios com baixos valores de crédito de cooperativas. Pouco mais de 64% dos 4.186 municípios tomaram crédito de cooperativas num valor máximo de R\$ 2 milhões. Se esse valor for diminuído para R\$ 500 mil, o percentual ainda é alto, 45%, sem considerar os municípios que não tomaram nenhum crédito de cooperativas.

Um problema encontrado ao se tentar calcular o *propensity score* generalizado (GPS) foi que o método possui a suposição de que os dados sejam normalmente distribuídos. A FIGURA 5 mostra claramente o alto grau de assimetria da amostra. Bia & Mattei (2008) desenvolveram uma aplicação para o *software* Stata baseado no GPS de Hirano & Imbens (2004), que será aqui utilizada.

Para atender a necessidade de normalização dos dados, o próprio aplicativo oferece algumas opções de transformação das variáveis, como a transformação logarítmica, a transformação Box-Cox de assimetria zero e a transformação logarítmica de assimetria zero. Utilizou-se a última e a suposição de normalidade foi estatisticamente satisfeita a um nível de 5%.

A propriedade de balanceamento somente foi satisfeita com uma subamostra aleatória contendo 1.234 observações. A FIGURA 6 mostra o histograma da variável Cred_2008 para a subamostra considerada no cálculo do GPS.

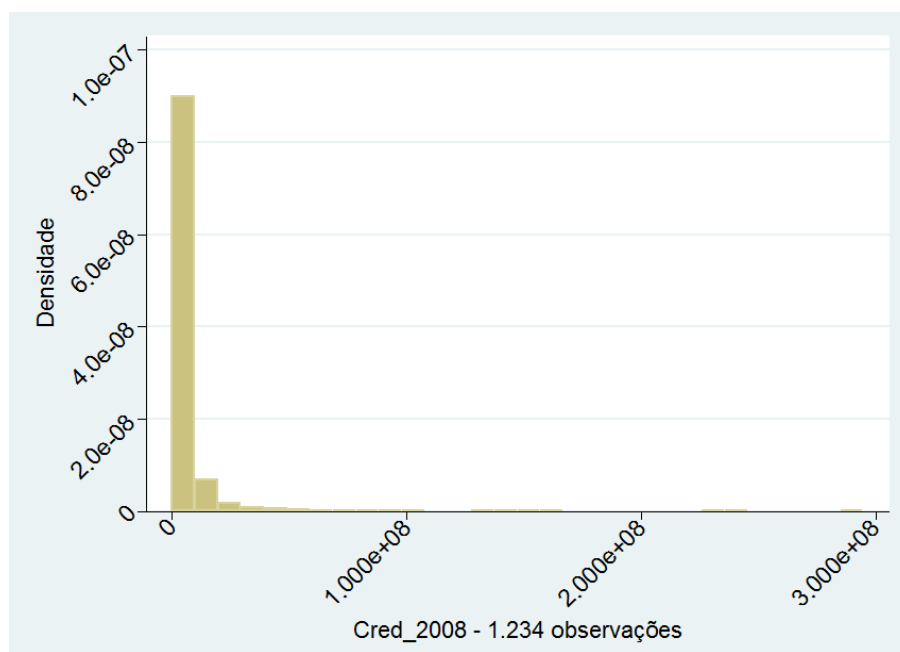


FIGURA 6 – HISTOGRAMA DA VARIÁVEL CRED_2008 – 1.234 OBSERVAÇÕES
 FONTE: O autor, utilizando o *software* Stata

Conforme, detalhado na seção 3.2, considera-se válida a suposição de não confundimento fraco, de que, condicional nas covariáveis, o crédito tomado das cooperativas independe do PIB per capita. A média, o desvio padrão e as correlações entre as covariáveis e o PIB per capita de 2010 para a amostra de 1.234 municípios são apresentadas na TABELA 14, além das estimativas dos coeficientes dessas variáveis utilizando máxima verossimilhança para o cálculo do *propensity score* generalizado.

TABELA 14 – ESTATÍSTICAS E ESTIMATIVAS PARA *PROPENSITY SCORE* GENERALIZADO

VARIÁVEL	MÉDIA	DESVIO PADRÃO	CORR. COM PIB2010	COEF.	STD. ERR.
Pop2006	43.735	227.374	0,1	1,21E-06	2,09E-07
TamMedFam	3,3	0,3	-0,3	-0,40	0,17
Gini2003SQ	0,16	0,03	-0,1	17,35	1,99
D_AgBanc20062007	0,77	0,42	0,1	0,55	0,12
TxAnalf2000	13,7	7,7	-0,5	-0,24	0,03
TxAnalf200~Q	247,9	269,3	-0,4	0,003	0,001
D_Sudeste	0,35	0,48	0,1	0,50	0,13
D_Sul	0,27	0,44	0,2	1,82	0,17
IER	11,24	10,22	-0,1	-0,01	0,00
Intercepto				13,38	0,71

FONTE: O autor, utilizando o *software* Stata

Para ver se essa especificação do *propensity score* é adequada, foi investigado como ela afeta o balanço das covariáveis. O PIB per capita 2010 foi dividido em dez intervalos de tratamento, representados pela variável *cut*, cuja

tabulação encontra-se na TABELA 15. Os valores ali mostrados representam o limite superior de cada intervalo considerado.

TABELA 15 – INTERVALOS DE TRATAMENTO PARA O GPS

CUT	FREQ.	%	% ACUM.
11.044	119	9,64	9,64
38.229	133	10,78	20,42
102.035	120	9,72	30,15
283.924	116	9,4	39,55
713.988	133	10,78	50,32
1.463.780	111	9	59,32
2.667.517	120	9,72	69,04
5.033.909	125	10,13	79,17
1,04E+07	126	10,21	89,38
2,95E+08	131	10,62	100
Total	1.234	100	

FONTE: O autor, utilizando o *software* Stata

Para cada covariável, a propriedade de balanceamento foi investigada testando se a média em um dos dez grupos de tratamento era diferente da média nos outros nove grupos combinados. A propriedade de balanceamento foi satisfeita a um nível de significância inferior a 1%.¹⁴

Numa etapa seguinte, foi estimada, em cada grupo, a expectativa condicional do PIB per capita 2010 dados o crédito tomado em 2008 em cooperativas e o GPS calculado. Aqui, também foi utilizada a transformação logarítmica de assimetria zero ao invés do nível de crédito propriamente dito e uma função quadrática, seguindo Hirano & Imbens (2004). Os autores ressaltam que não há significado direto para os coeficientes nesse modelo.¹⁵ Finalmente, é estimado o resultado potencial médio a um nível de tratamento (crédito) t . Isso é feito para cada nível de tratamento para o qual há algum interesse, para, em seguida, obter a função dose-resposta completa.

¹⁴ As saídas do software Stata para esse resultado estão disponíveis no apêndice.

¹⁵ Uma exceção relatada pelos autores com relação à interpretação dos coeficientes é que, o teste para verificar se todos os coeficientes envolvendo o GPS são iguais a zero pode ser interpretado como um teste para verificar se as covariáveis introduzem algum viés.

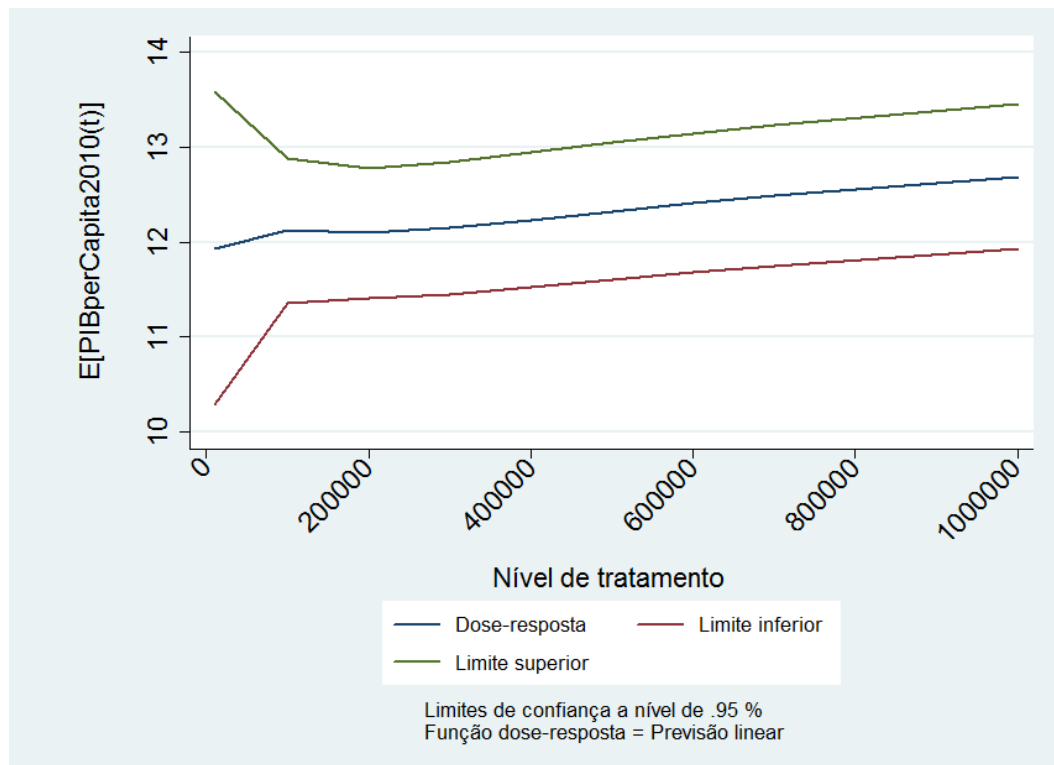


FIGURA 7 – FUNÇÃO DOSE-RESPOSTA
 FONTE: O autor, utilizando o *software* Stata

A função dose-resposta mostra evidências de que os níveis de crédito de cooperativas possuem uma relação positiva com o PIB per capita. Entretanto, à medida que esse nível aumenta, o crescimento não é linear, tendo um crescimento mais acentuado num intervalo de crédito de 0 a 100 mil, um crescimento relativamente nulo entre 100 mil e 200 mil e a partir daí, um crescimento constante.

Depreende-se do gráfico apresentado na FIGURA 7 que o efeito do crédito da cooperativa nos municípios da amostra encontra-se na casa dos R\$ 12 mil, variando conforme a dose de crédito que recebe.

5 CONCLUSÃO E CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho procurou verificar a importância e avaliar os impactos das cooperativas de crédito sobre o desenvolvimento regional. Para isso, o papel do crédito no desenvolvimento local foi discutido na seção 2; na seção 3, foi apresentada metodologia para analisar o impacto do crédito de cooperativas no PIB per capita dos municípios; e o impacto das cooperativas de crédito foi mensurado utilizando diferentes métodos na seção 4.

Em resumo, pode-se afirmar que, para os dados utilizados, praticamente em todas as simulações foi encontrada uma relação positiva entre o PIB per capita e o crédito de cooperativas e uma relação causal no *propensity score*. Os valores desse impacto variam conforme o método escolhido, como é de se esperar. A análise por *propensity score matching* considerando variáveis como a população, o número médio de membros das famílias, o coeficiente de Gini, a presença de agências bancárias, o índice de especialização relativa, a taxa de analfabetismo e *dummies* para as regiões Sul e Sudeste, indicaram impactos médios da presença de cooperativas sobre o PIB per capita que variaram de R\$ 672 a R\$ 3.171, com coeficientes significativos para os métodos de pareamento por raio e por kernel. O menor valor foi obtido com o método de estratificação, ao passo que o melhor resultado, significativo a 5%, retornou um impacto de R\$ 3.171, comparando 154 tratados com 1.466 observações de controle. Métodos que não consideram a probabilidade de existência de uma cooperativa também forneceram impactos positivos, que variaram de R\$ 163 (estimador da função controle, não significativo) a R\$ 5.282 (comparação tratamento-controle, método mais grosseiro). Além disso, uma regressão por mínimos quadrados ordinários ponderada pelos *propensity scores* considerando uma função de produção clássica (forma logarítmica), retornou, também, um coeficiente positivo e significativo para a variável de tratamento no valor de 0,13, indicando, portanto um PIB per capita cerca de 14% ($e^{0,13}$) maior para os tratados que para as observações de controle, *ceteris paribus*.

Uma rápida análise espacial mostrou por meio de análise gráfica e de indicadores I de Moran global e local a existência de correlação espacial para a subamostra considerada. Para tentar suavizar o efeito dessa correlação espacial, foi

utilizada a generalização do *propensity score*, partindo-se não da presença da cooperativa de crédito, mas do volume de crédito da cooperativa, sob a ótica do município de residência do tomador do crédito.

Com o *propensity score* generalizado, foi possível estimar a função dose-resposta do volume de crédito da cooperativa. A função mostrou evidências para a amostra estudada de que os níveis de crédito de cooperativas possuem uma relação positiva com o PIB per capita, com um crescimento não linear à medida que esse nível aumenta.

Sem dúvida, uma limitação da pesquisa deveu-se à falta de capacidade computacional, que não permitiu a geração de uma matriz de distância inversa para todos os municípios brasileiros, tornando-se necessária a redução da quantidade de observações em uma subamostra que pudesse ser trabalhada. Outra limitação consistiu na desconsideração dos valores dos créditos inferiores a R\$ 5 mil na subamostra utilizada no método de *propensity score* generalizado. Uma opção seria distribuir a diferença entre o valor do crédito obtido pela Contabilidade das Instituições Financeiras (Cosif) e o Sistema de Informações de Crédito (SCR) usando algum critério consistente, de forma a não desprezar valores de crédito abaixo de R\$ 5 mil, já que esses não são identificados individualmente no SCR. Um estudo mais detalhado sobre a forma adequada de distribuição desses valores seria necessária, motivo pelo qual se optou, neste trabalho, por desconsiderar esses valores.

Várias extensões e complementações a essa pesquisa podem ser feitas. Estudos regionalizados poderiam ser realizados para verificar a existência de autocorrelação espacial, por exemplo, na região Sul ou na região Nordeste. Considerando que há, atualmente, sete modalidades de cooperativas, estudos segregando esses tipos poderiam fornecer bons resultados, principalmente, considerando, por exemplo, cooperativas de crédito rural que são mais voltadas à produção local. Ainda, uma repetição desse trabalho em alguns anos permitiria ampliar a base de dados para considerar valores de crédito registrados no SCR do Banco Central do Brasil acima de R\$ 1 mil, funcionalidade disponível apenas a partir de 2012. Outra possibilidade de pesquisa é comparar, com mais precisão, o crédito de cooperativas com o crédito fornecido pelos bancos. Pode haver indícios de uma concorrência entre esses dois segmentos e um trabalho no sentido de considerar essas duas variáveis no crescimento dos municípios poderia dar uma ideia do

porquê tal segmento não se desenvolve no Brasil como ocorre em países já tradicionais no cooperativismo.

Enfim, a pesquisa mostrou evidências sobre a importância das cooperativas de crédito para os municípios brasileiros, no sentido de que seu papel vem sendo desempenhado de forma a contribuir para o crescimento local. Não apenas sua existência, mas o volume de crédito que disponibiliza a custos mais baixos que os bancos e com um público alvo bem definido pode ser a solução para o crescimento de municípios que há muito permanecem estagnados.

REFERÊNCIAS

- ACEMOGLU, D.; ZILIBOTTI, F. Was Prometheus unbound by chance? Risk, diversification, and growth. **Journal of political economy**, v. 105, n. 4, p. 709–751, 1997. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/10.1086/262091>>. Acesso em: 24/8/2012.
- AGHION, P.; ANGELETOS, M.; BANERJEE, A.; MANOVA, K. Volatility and Growth: The Role of Financial Development. ,2004. Harvard University (Department of Economics).
- AGHION, P.; BOLTON, P. A Trickle-Down Theory of Growth and development with Debt Overhang. **Review of Economic Studies**, v. 64, p. 151–72, 1997.
- ALLEN, F. The Market for Information and the Origin of Financial Intermediaries. **Journal of Financial Intermediation**, v. 1, p. 3–30, 1990.
- ALVES, S. D. DA S.; SOARES, M. M. O Banco Central e o cooperativismo de crédito. **O cooperativismo de crédito no Brasil: do século XX ao século XXI**. p.213–224, 2004. Santo André: Editora Confabras.
- ANSELIN, L. Local Indicators of Spatial Association-LISA. **Geographical Analysis**, v. 27, n. 2, p. 93–115, 1995. Disponível em: <<http://doi.wiley.com/10.1111/j.1538-4632.1995.tb00338.x>>.
- ANSELIN, L. The Moran scatterplot as an ESDA tool to assess local instability in spatial association. **Spatial Analytical: Perspectives On GIS**, 1996. Disponível em: <<http://scholar.google.com/scholar?hl=en&btnG=Search&q=intitle:The+Moran+Scatterplot+as+an+ESDA+Tool+do+Assess+Local+Instability+in+Spatial+Association#0>>. Acesso em: 20/2/2013.
- ARESTIS, P.; DEMETRIADES, P. Finance and Growth: Is Schumpeter'Right'? **Análise Econômica**, p. 5–21, 1998. Disponível em: <<http://seer.ufrgs.br/index.php/AnaliseEconomica/article/view/10739>>. Acesso em: 28/1/2013.
- ARESTIS, P.; DEMETRIADES, PANICOS. Finance and Growth: Institutional Considerations Financial Policies and Causality. **Zagreb International Review of Economics & Business**, p. 37–62, 1999.
- ARRAES, R.; TELES, V. Endogeneidade versus exogeneidade do crescimento econômico: uma análise comparativa entre Nordeste, Brasil e países selecionados. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 31, p. 754–776, 2000. Disponível em: <<http://www.repositorio.ufc.br:8080/ri/handle/123456789/2259>>. Acesso em: 29/1/2013.
- BAGEHOT, W. **Lombard Street: : A Description of the Money Market**. London: Henry S. King and Co., 1873.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. Relatório de Inclusão Financeira. 2011. Brasília.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. Histórico do Sistema de Informações de Crédito (SCR). Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/?SCRHISTORICO>>. Acesso em: 15/12/2012.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. Atualização mensal de dados. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/?QEVSFN201301>>. Acesso em: 9/3/2013.

BANERJEE, A.; NEWMAN, A. Occupational Choice and the Process of Development. **Journal of Political Economy**, v. 101, p. 274–98, 1993.

BENCIVENGA, V.; SMITH, B. Financial intermediation and endogenous growth. **The Review of Economic Studies**, v. 58, n. 2, p. 195–209, 1991. Disponível em: <<http://restud.oxfordjournals.org/content/58/2/195.short>>. Acesso em: 24/8/2012.

BENCIVENGA, V.; SMITH, BRUCE D. Some Consequences of Credit Rationing in an Endogenous Growth Model. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 17, p. 97–122, 1993.

BHATTACHARYA, S.; PFLEIDERER, P. Delegated Portfolio Management. **Journal of Economic Theory**, v. 36, p. 1–25, 1985.

BIA, M.; MATTEI, A. A Stata package for the estimation of the dose – response function through adjustment for the generalized propensity score. **The Stata Journal**, v. 8, n. 3, p. 354–373, 2008.

BOYD, J. H.; PRESCOTT, E. C. Financial Intermediary-Coalitions. **Journal of Economics Theory**, v. 38, p. 211–232, 1986.

BOYD, J. H.; SMITH, B. D. Intermediation and the Equilibrium Allocation of Investment Capital: Implications for Economic Development. **Journal of Monetary Economics**, v. 30, p. 409–432, 1992.

BRASIL. Decreto n. 1637, de 5 de janeiro de 1907. ,1907. Senado Federal, Rio de Janeiro.

BRASIL. Decreto n. 22239, de 19 de Dezembro de 1932. ,1932. Diário Oficial da União, Seção 1, Rio de Janeiro, DF.

BRASIL. Decreto-Lei nº 7.293, de 2 de Fevereiro de 1945. ,1945. Diário Oficial da União, Seção 1.

BÚRIGO, F. L. **Finanças e solidariedade: cooperativismo de crédito rural solidário no Brasil**. Chapecó, SC. Argos, 2010.

CAMERON, A. C.; TRIVEDI, P. K. **Microeconometrics: Methods and Applications**. Cambridge University Press, 2005.

CATELA, E. Y. DA S.; GONÇALVES, F. DE O. Economias de localização versus urbanização e os estágios de desenvolvimento dos municípios brasileiros nos anos 1997 e 2007. **anpec.org.br**, 2009. Anpec. Disponível em: <<http://www.anpec.org.br/encontro2009/inscricao.on/arquivos/359-625afe366d3e2e05ab12a3e4d551a71f.doc>>. Acesso em: 6/2/2013.

CHAVES, S. S. O cooperativismo de crédito no Brasil: evolução e perspectivas. **Desafios do Sistema Financeiro Nacional: o que falta para colher os benefícios da estabilidade conquistada**. p.69–97, 2011. Rio de Janeiro: Elsevier-Campus.

DEMIRGÜÇ-KUNT, A.; MAKSIMOVIC, V. Stock market development and financing choices of firms. **The World Bank Economic Review**, 1996. Disponível em: <<http://wber.oxfordjournals.org/content/10/2/341.short>>. Acesso em: 28/1/2013.

DRUKKER, D. Analyzing spatial autoregressive models using Stata. Disponível em: <http://www.tstat.it/novita/conferenze/SUG2009/Drukker_2009.pdf>. Acesso em: 10/9/2012.

FIRME, V. DE A. C.; FREGUGLIA, R. DA S.; ALMEIDA, E. S. DE. Análise do crescimento dos municípios brasileiros utilizando dados em painel e controles espaciais sobre o modelo de Mankiw, Romer e Weil (1992) para o período de 1980 a 2010. Encontro Nacional da Associação Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos - X ENABER. **Anais**. 2012. Disponível em: <<http://200.251.138.109:8001/artigosaprovados/000d4cbf-c955-4cde-b6a6-e2558406ce0b.pdf>>.

GALOR, O.; ZEIRA, J. Income Distribution and Macroeconomics. **Review of Economic Studies**, v. 60, p. 35–52, 1993.

GETIS, A.; ORD, K. The analysis of spatial association by use of distance statistics. **Geographical Analysis**. 24th ed., p.189–206, 1992.

GOLDSMITH, R. W. Financial structure and development. **The Economic Journal**, v. 80, n. 318, p. 365–367, 1969. Disponível em: <<http://scholar.google.com/scholar?hl=en&btnG=Search&q=intitle:Financial+Structure+and+Development#4>>. Acesso em: 19/10/2012.

GREENWOOD, J.; JOVANOVIC, B. Financial development, growth, and the distribution of income. **Journal of Political Economy**, v. 98, n. 5, p. 1076–1107, 1989. Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w3189.pdf>>. Acesso em: 24/8/2012.

GREENWOOD, J.; SMITH, BRUCE D. Financial markets in development, and the development of financial markets. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 21, n. 1, p. 145–181, 1997. Disponível em: <<http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/0165188995009280>>.

GREGORIO, J. DE. Borrowing Constraints, Human Capital Accumulation, and Growth. **Journal of Monetary Economics**, v. 37, p. 49–71, 1996.

GROSSMAN, G. M.; HELPMAN, E. Quality Theory Ladders of in the Growth. **The Review of Economic Studies**, v. 58, n. 1, p. 43–61, 1991.

GUIO, L.; SAPIENZA, P.; ZINGALES, L. Does local financial development matter? ,2004. Cambridge. Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w8923>>. Acesso em: 19/10/2012.

GURLEY, J. G.; SHAW, E. S. Financial Aspects of Economic Development. **The American Economic Review**, v. 45, n. 4, p. 515–538, 1955. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/1811632>>.

HIRANO, K.; IMBENS, G. The propensity score with continuous treatments. **Applied Bayesian Modeling and Causal Inference from Incomplete-Data Perspectives**. v. 0226164, p.73–84, 2004. West Sussex, England: Wiley InterScience. Disponível em: <http://www.ssc.wisc.edu/irpweb/initiatives/trainedu/igrfp/readings07/Hirano_Imbens_GPS_2004.pdf>. Acesso em: 19/9/2012.

IMBENS, G. Semiparametric Estimation of Average Treatment Effects under Exogeneity: A Review. ,2003. Cambridge. Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/T0294>>. .

JACOBY, H. G. Borrowing Constraints and Progress Through School: Evidence from Peru. **Review of Economics and Statistics**, v. 76, p. 151–60, 1994.

KEYNES, J. M. **A teoria geral do emprego, do juro e da moeda**. São Paulo: Nova Cultural (Os Economistas), 1996.

KING, R.; LEVINE, R. Financial Intermediation and Economic Development. **Financial Intermediation in the Construction of Europe**. p.156–189, 1992. London: Center for Economic Policy Research.

KING, R.; LEVINE, R. Finance and growth: Schumpeter might be right. **The Quarterly Journal of Economics**, 1993a.

KING, R.; LEVINE, R. Finance, Entrepreneurship, and Growth: Theory and Evidence. **Journal of Monetary Economics**, v. 32, p. 513–542, 1993b.

KROTH, D.; DIAS, J. A contribuição do crédito bancário e do capital humano no crescimento econômico dos municípios brasileiros: uma avaliação em painéis de dados dinâmicos. **ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA**, 2006. Disponível em: <<http://www.anpec.org.br/encontro2006/artigos/A06A015.pdf>>. Acesso em: 31/8/2012.

LEVINE, R. Finance and growth: Theory and evidence. **Handbook of economic growth**, p. 0–117, 2004. Disponível em: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S1574068405010129>>. Acesso em: 24/8/2012.

LUCAS, R. On the Mechanics of Economic Development. **Journal of Monetary Economics**, v. 22, p. 3–42, 1988.

MAGALHÃES, R. S.; JUNQUEIRA, R. G. P. **Microfinanças: Racionalidade econômica e solidariedade social**. São Paulo: Saint Paul Editora, 2007.

MARQUES JR., T. E.; PORTO JR., S. DA S. Desenvolvimento Financeiro e Crescimento Econômico no Brasil – Uma Avaliação Econométrica. ,2004.

MATOS, O. C. DE. Desenvolvimento do Sistema Financeiro e crescimento econômico no Brasil: evidências de causalidade. **Trabalhos para Discussão**, 2002. Brasília.

MCKINNON, R. **Money and capital in economic development**. 1973.

MEISTERS, G. H. Lebesgue Measure on the real line.n. 1, p. 1–4, 1997. Disponível em: <<http://www.math.unl.edu/~gmeisters1/papers/Measure/measure.pdf>>.

MILLER, M. H. Financial Markets and Economic Growth. **Journal of Applied Corporate Finance**, v. 11, p. 8–14, 1998.

MISSIO, F. J.; JAYME JR., F. G.; OLIVEIRA, A. M. H. C. Desenvolvimento financeiro e crescimento econômico: teoria e evidência empírica para os estados brasileiros (1995-2004). **Textos para Discussão**, 2010. Disponível em: <http://www.cedeplar.ufmg.br/pesquisas/td/TD_379.pdf>. Acesso em: 24/8/2012.

MONTE, P. A.; TÁVORA JR., J. L. Fontes de financiamento do Nordeste eo produto interno bruto da região. **Revista econômica do Nordeste**, v. 31, p. 676–695, 2000. Disponível em: <<http://scholar.google.com/scholar?hl=en&btnG=Search&q=intitle:Fontes+de+financiamento+do+Nordeste+e+o+Produto+Interno+Bruto+da+Região#0>>. Acesso em: 29/1/2013.

MOURÃO, P. Contributo para uma visao economica do associativismo religioso-o caso das confrarias activas de Lisboa. **Revista de Economia del Rosário**, v. 10, n. 1, p. 55–74, 2006. Disponível em: <<http://mpira.ub.uni-muenchen.de/4379/>>. Acesso em: 5/2/2013.

ONDER, Z.; OZYILDIRIM, S. Banks, regional development disparity and growth: evidence from Turkey. **Cambridge Journal of Economics**, v. 34, n. 6, p. 975–1000, 2009. Disponível em: <<http://cje.oxfordjournals.org/cgi/doi/10.1093/cje/bep077>>. Acesso em: 11/8/2012.

PAGANO, M. Financial markets and growth: an overview. **European economic review**, v. 37, p. 613–622, 1993. Disponível em: <http://econpapers.repec.org/article/eeeeecrev/v_3a37_3ay_3a1993_3ai_3a2-3_3ap_3a613-622.htm>. Acesso em: 28/1/2013.

PEIXOTO, B.; PINTO, C. C. DE X.; LIMA, L.; FOGUEL, M. N.; BARROS, R. P. DE. **Avaliação Econômica de Projetos Sociais**. 1ª ed. São Paulo: Dinâmica Gráfica e Editora, 2012.

PINHEIRO, M. A. H. **Cooperativas de crédito: história da evolução normativa no Brasil**. 6ª ed. BCB, 2008.

PINHO, D. B. Brasil - Sistemas de Crédito Cooperativo Pioneiro, Sindical e Solidário. **O cooperativismo de crédito no Brasil: do século XX ao século XXI**. p.11–32, 2004. Santo André: Editora Confabras.

PINHO, D. B.; PALHARES, V. M. A. **O cooperativismo de crédito no Brasil: do século XX ao século XXI**. Santo André: Editora Confabras, 2004.

RAMAKRISHNAN, R. T. S.; THAKOR, A. Information Reliability and a Theory of Financial Intermediation. **Review of Economic Studies**, v. 51, p. 415–532, 1984.

RIGOTTI, J.; VASCONCELLOS, I. Uma análise espacial exploratória dos fluxos populacionais brasileiros nos períodos 1986–1991 e 1995–2000. IV Encontro Nacional sobre Migrações. **Anais**. p.1–20, 2005. Rio de Janeiro. Disponível em: <<http://www.abep.nepo.unicamp.br/docs/anais/outros/4encnacsobremigracao/st3-1.pdf>>. Acesso em: 14/9/2012.

ROBINSON, J. The Generalization of the Growth Theory. **The Rate of Interest and Other Essays**, 1952. London: MacMillan.

ROCHA, B. D. P.; NAKANE, M. Sistema financeiro e desenvolvimento econômico: evidências de causalidade em um painel para o Brasil. **Anais do XXXV Encontro Nacional de Economia**, 2007.

RODRIGUES, R. Importância das cooperativas de crédito. **O cooperativismo de crédito no Brasil: do século XX ao século XXI**. p.79–85, 2004. Santo André: Editora Confabras.

ROMER, P. M. Increasing returns and long-run growth. **Journal of Political Economics**, v. 94, p. 1000–37, 1986.

ROSENBAUM, P.; RUBIN, D. The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. **Biometrika**, 1983. Disponível em: <<http://biomet.oxfordjournals.org/content/70/1/41.short>>. Acesso em: 3/2/2013.

SCHUMPETER, J. A. **The theory of economic development**. Cambridge: Harvard University Press, 1911.

SILVA, M. DA. Impacto do Sistema Cooperativo de Crédito na Eficiência do Sistema Financeiro Nacional. **Working Papers Series**, 2011. Brasília.

SMITH, A. **An Inquiry into the Nature and Causes of the Wealth of Nations**. London: W. Stahan & T. Cadell, 1776.

SOARES, M. M.; MELO SOBRINHO, A. D. DE. **Microfinanças: o papel do Banco Central do Brasil e a importância do cooperativismo de crédito**. Brasília: Banco Central do Brasil, 2007.

STUDART, R. O sistema financeiro eo financiamento do crescimento: uma alternativa pós-keynesiana à visão convencional. **Revista de Economia Política**, 1993.

TRINER, G. . D. Banking, economic growth and industrialization: Brazil, 1906-30. **Revista Brasileira de Economia**, v. 50, p. 135–53, 1996. Disponível em: <<http://ideas.repec.org/a/fgv/epgrbe/v50n1a7.html>>. Acesso em: 29/1/2013.

YONAMINI, F. **Finanças e crescimento, Schumpeter estava certo. Inferências sobre financiamento de inovações a partir de exercícios de Granger-causalidade em painel**, 2007. Universidade Federal do Paraná.

APÊNDICE

```
global VarList Pop2006 TamMedFam Gini2003SQ D_AgBanc20062007 TxAalf2000 TxAalf2000SQ
D_Sudeste D_Sul IER
```

```
. pscore TREAT $VarList, pscore(myscore) comsup blockid(myblock) numblo(5) level(0.005) logit
```

```
*****
```

```
Algorithm to estimate the propensity score
```

```
*****
```

The treatment is TREAT

TREAT	Freq.	Percent	Cum.
0	2,532	93.33	93.33
1	181	6.67	100.00
Total	2,713	100.00	

Estimation of the propensity score

```
Iteration 0: log likelihood = -658.60042
Iteration 1: log likelihood = -651.47365
Iteration 2: log likelihood = -543.22054
Iteration 3: log likelihood = -538.57449
Iteration 4: log likelihood = -538.52126
Iteration 5: log likelihood = -538.52119
```

Logistic regression	Number of obs	=	2699
	LR chi2(9)	=	240.16
	Prob > chi2	=	0.0000
Log likelihood = -538.52119	Pseudo R2	=	0.1823

TREAT	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
Pop2006	-1.22e-06	2.93e-06	-0.41	0.678	-6.96e-06 4.53e-06
TamMedFam	-.4620849	.3373645	-1.37	0.171	-1.123307 .1991374
Gini2003SQ	12.38635	3.769593	3.29	0.001	4.998086 19.77462
D_A~20062007	.0312026	.220286	0.14	0.887	-.40055 .4629552
TxAalf2000	-.0876882	.0551894	-1.59	0.112	-.1958573 .020481
TxAalf200~Q	.0005086	.0016985	0.30	0.765	-.0028205 .0038376
D_Sudeste	.7544586	.2729019	2.76	0.006	.2195807 1.289336
D_Sul	2.345074	.3152497	7.44	0.000	1.727196 2.962952
IER	-.0045024	.0067622	-0.67	0.506	-.017756 .0087512
_cons	-2.739914	1.357258	-2.02	0.044	-5.400092 -.0797371

Note: the common support option has been selected
The region of common support is [.00615134, .46097849]

Description of the estimated propensity score
in region of common support

Estimated propensity score				

Percentiles	Smallest			
1% .0066993	.0061513			
5% .0086622	.0061626			
10% .0105561	.0061641	Obs		4437
25% .0226289	.0061947	Sum of Wgt.		4437
50% .0673225		Mean		.1129838
	Largest	Std. Dev.		.1163512
75% .1611348	.4562745			
90% .3115956	.4584863	Variance		.0135376
95% .3663542	.4591565	Skewness		1.225155
99% .4327269	.4609785	Kurtosis		3.368105

```
*****
```

Step 1: Identification of the optimal number of blocks
Use option detail if you want more detailed output

```
*****
```

The final number of blocks is 6

This number of blocks ensures that the mean propensity score is not different for treated and controls in each blocks

```
*****
Step 2: Test of balancing property of the propensity score
Use option detail if you want more detailed output
*****
```

The balancing property is satisfied

This table shows the inferior bound, the number of treated and the number of controls for each block

Inferior of block of pscore	TREAT		Total
	0	1	
.0061513	1,069	6	1,075
.025	418	26	444
.05	529	36	565
.1	233	44	277
.2	139	61	200
.4	15	6	21
Total	2,403	179	2,582

Note: the common support option has been selected

```
*****
End of the algorithm to estimate the pscore
*****
```

```
. regress lnPIBperCapita2010 lnDespCap2006PerCap lnEscolMed2000 TREAT [pweight=myscore]
(sum of wgt is 1.7651e+02)
```

Linear regression

```
Number of obs = 2625
F( 3, 2621) = 181.42
Prob > F = 0.0000
R-squared = 0.3444
Root MSE = .48093
```

	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lnPIBperCapita2010						
lnDespCap2006PerCap	.2400708	.0268617	8.94	0.000	.1873985	.2927431
lnEscolMed2000	1.24044	.0618755	20.05	0.000	1.119111	1.36177
TREAT	.1298396	.0497582	2.61	0.009	.0322703	.2274089
_cons	-.5179839	.1451196	-3.57	0.000	-.8025445	-.2334233

```
. gpscore $VarList, t( Cred_2008 ) gpscore(mygps) predict(ajust_treat) sigma(hat_sd)
cutpoints(cut) index(mean) nq_gps(5) t_transf(lnskew0)normal_test(ksmirnov) detail
```

Generalized Propensity Score

```
*****
Algorithm to estimate the generalized propensity score
*****
```

Estimation of the propensity score

The Zero-skewness log transformation of the treatment variable Cred_2008 is used

T				
Percentiles		Smallest		
1%	9.323153	9.321186		
5%	9.679107	9.321186		
10%	10.04235	9.321186	Obs	1234
25%	11.22116	9.321186	Sum of Wgt.	1234
50%	13.47666		Mean	13.29421
		Largest	Std. Dev.	2.33469
75%	15.1174	18.9318		
90%	16.18723	19.25887	Variance	5.450778
95%	16.79001	19.30968	Skewness	-1.60e-06
99%	18.26547	19.50226	Kurtosis	2.000365

```

initial:      log likelihood =      -<inf>      (could not be evaluated)
feasible:     log likelihood = -60842.479
rescale:      log likelihood =  -4075.92
rescale eq:   log likelihood = -3522.2559
Iteration 0:   log likelihood = -3522.2559      (not concave)
Iteration 1:   log likelihood = -2880.431        (not concave)
Iteration 2:   log likelihood = -2457.5546
Iteration 3:   log likelihood = -2334.0029
Iteration 4:   log likelihood = -2324.0834
Iteration 5:   log likelihood = -2324.0411
Iteration 6:   log likelihood = -2324.0411

```

	Number of obs	=	1234
	Wald chi2(9)	=	1420.90
Log likelihood = -3234.0411	Prob > chi2	=	0.0000

	T	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
eq1							
	Pop2006	1.21e-06	2.09e-07	5.81	0.000	8.03e-07	1.62e-06
	TamMedFam	-.4019041	.1721723	-2.33	0.020	-.7393556	-.0644526
	Gini2003SQ	17.34823	1.988375	8.72	0.000	13.45109	21.24538
D_AgBanc20062007		.553374	.1180516	4.69	0.000	.321997	.7847509
	TxAnalf2000	-.2406002	.0278941	-8.63	0.000	-.2952717	-.1859287
	TxAnalf2000SQ	.0032294	.0007599	4.25	0.000	.00174	.0047188
	D_Sudeste	.5003509	.1347108	3.71	0.000	.2363225	.7643792
	D_Sul	1.821462	.168296	10.82	0.000	1.491608	2.151316
	IER	-.013677	.0045846	-2.98	0.003	-.0226627	-.0046913
	_cons	13.3821	.7056981	18.96	0.000	11.99895	14.76524
eq2							
	_cons	1.591061	.0320269	49.68	0.000	1.52829	1.653833

Test for normality of the disturbances

Kolmogorov-Smirnov equality-of-distributions test
Normal Distribution of the disturbances

One-sample Kolmogorov-Smirnov test against theoretical distribution
normal((res_etreat - r(mean))/sqrt(r(Var)))

Smaller group	D	P-value	Corrected
res_etreat:	0.0139	0.622	
Cumulative:	-0.0216	0.315	
Combined K-S:	0.0216	0.610	0.595

The assumption of Normality is statistically satisfied at .05 level

Estimated generalized propensity score				
Percentiles		Smallest		
1%	.0120962	.0002386		
5%	.0371935	.0004116		
10%	.0628425	.0025442	Obs	1234
25%	.1275027	.0025919	Sum of Wgt.	1234
50%	.2016819		Mean	.1772877
		Largest	Std. Dev.	.0700346
75%	.2380928	.2507383		
90%	.2486687	.2507388	Variance	.0049048
95%	.2503194	.2507396	Skewness	-.8188381
99%	.2507243	.2507396	Kurtosis	2.474588

End of the algorithm to estimate the gpscore

The set of the potential treatment values is divided into 10 intervals

The values of the gpscore evaluated at the representative point of each treatment interval are divided into 5 intervals

Summary statistics of the distribution of the GPS evaluated at the representative point of each treatment interval

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
gps_1	1234	.0528237	.0727114	3.89e-19	.250738
Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
gps_2	1222	.0812827	.0867257	3.37e-17	.2507343
Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
gps_3	1222	.113051	.0873813	2.39e-15	.2507398
Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
gps_4	1222	.1443148	.0763278	1.72e-13	.2507395
Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
gps_5	1222	.1664853	.0702435	1.30e-11	.2507397
Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
gps_6	1222	.1676334	.0785958	3.67e-10	.2507377
Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
gps_7	1222	.1546964	.0865906	4.33e-09	.2507398
Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max

gps_8		1222	.1339549	.0896836	3.46e-08	.2507396
Variable		Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
gps_9		1222	.1007113	.0853119	3.97e-07	.2507389
Variable		Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
gps_10		1222	.036026	.0516065	3.53e-07	.2499179

 Test that the conditional mean of the pre-treatment variables given the generalized propensity score is not different between units who belong to a particular treatment interval and units who belong to all other treatment intervals

Treatment Interval No 1 - [0, 10741]

	Mean Difference	Standard Deviation	t-value
Pop2006	35091	39821	.88121
TamMedFam	.04887	.04034	1.2116
Gini2003SQ	-.00342	.00452	-.75585
D_A~20062007	.13241	.05519	2.3992
TxAnalf2000	-2.0573	.65488	-3.1415
TxAnalf200~Q	-35.278	17.796	-1.9823
D_Sudeste	-.08526	.07482	-1.1395
D_Sul	.24403	.07158	3.4095
IER	-2.3698	1.4194	-1.6696

Treatment Interval No 2 - [11334, 38229]

	Mean Difference	Standard Deviation	t-value
Pop2006	29938	33726	.8877
TamMedFam	-.13681	.03006	-4.552
Gini2003SQ	-.00794	.0036	-2.2028
D_A~20062007	-.04188	.04291	-.97599
TxAnalf2000	-1.3436	.44777	-3.0005
TxAnalf200~Q	-39.228	12.377	-3.1693
D_Sudeste	-.0889	.05991	-1.4839
D_Sul	.21206	.0565	3.7529
IER	-1.6146	1.1146	-1.4486

Treatment Interval No 3 - [38414, 102035]

	Mean Difference	Standard Deviation	t-value
Pop2006	28868	34121	.84606
TamMedFam	.0187	.02989	.62562
Gini2003SQ	-.00548	.00353	-1.5545
D_A~20062007	-.057	.04245	-1.3428
TxAnalf2000	-1.6339	.47965	-3.4064
TxAnalf200~Q	-37.242	15.565	-2.3927
D_Sudeste	-.19263	.05821	-3.3095
D_Sul	.21107	.0551	3.8305
IER	.74461	1.1232	.66295

Treatment Interval No 4 - [104394, 283924]

	Mean Difference	Standard Deviation	t-value
Pop2006	21856	31156	.7015
TamMedFam	.03558	.0332	1.0717
Gini2003SQ	-.0036	.00313	-1.1506
D_A~20062007	-.05449	.04389	-1.2413
TxAnalf2000	.03899	.76469	.05098
TxAnalf200~Q	7.747	27.767	.279
D_Sudeste	-.09423	.05246	-1.7962
D_Sul	.04255	.04887	.87062
IER	-1.0285	1.094	-.94012

Treatment Interval No 5 - [284877, 713071]

	Mean Difference	Standard Deviation	t-value
Pop2006	20981	28298	.74142
TamMedFam	.03894	.03525	1.1047
Gini2003SQ	-.00036	.00273	-.13348
D_A~20062007	.03835	.0424	.9044
TxAnalf2000	.79473	.87093	.91251
TxAnalf200~Q	29.632	29.965	.98889
D_Sudeste	-.08125	.04131	-1.9669
D_Sul	.02676	.04577	.58466
IER	-1.1583	1.0592	-1.0936

Treatment Interval No 6 - [714309, 1463780]

	Mean Difference	Standard Deviation	t-value
Pop2006	24265	28403	.85431
TamMedFam	.08308	.03446	2.4106
Gini2003SQ	.0059	.00286	2.063
D_A~20062007	.02791	.045	.62023
TxAnalf2000	.88836	.7599	1.1691
TxAnalf200~Q	35.132	26.04	1.3492
D_Sudeste	-.06386	.0425	-1.5028
D_Sul	-.09401	.04551	-2.0655
IER	-2.5536	1.108	-2.3048

Treatment Interval No 7 - [1468361, 2666228]

	Mean Difference	Standard Deviation	t-value
Pop2006	15843	31039	.51044
TamMedFam	.07561	.03782	1.9994
Gini2003SQ	.00072	.00298	.24177
D_A~20062007	.01546	.04861	.31801
TxAnalf2000	.79305	.76852	1.0319
TxAnalf200~Q	49.315	28.483	1.7314
D_Sudeste	-.06347	.04788	-1.3257
D_Sul	-.03321	.04042	-.82179
IER	1.2428	1.2029	1.0332

Treatment Interval No 8 - [2675339, 5000442]

	Mean Difference	Standard Deviation	t-value
Pop2006	12844	28939	.44384
TamMedFam	.08325	.03407	2.4434
Gini2003SQ	.00904	.00288	3.1352
D_A~20062007	.09497	.04601	2.064
TxAnalf2000	2.8778	.60428	4.7624
TxAnalf200~Q	108.85	24.281	4.4831
D_Sudeste	-.0309	.04677	-.66068
D_Sul	-.13029	.03285	-3.9656
IER	.01127	1.1455	.00984

Treatment Interval No 9 - [5037853, 10382517]

	Mean Difference	Standard Deviation	t-value
Pop2006	4362.3	33284	.13106
TamMedFam	.10075	.04366	2.3079
Gini2003SQ	-.00385	.00344	-1.1192
D_A~20062007	-.14709	.05577	-2.6377
TxAnalf2000	3.1405	.83011	3.7833
TxAnalf200~Q	120.2	32.96	3.6467
D_Sudeste	.02756	.05805	.47482
D_Sul	-.05153	.03665	-1.4061
IER	.85761	1.3595	.63081

Treatment Interval No 10 - [10415196, 294923410]

	Mean Difference	Standard Deviation	t-value
Pop2006	-2.1e+05	29795	-7.009
TamMedFam	.07707	.04875	1.5811
Gini2003SQ	-.01498	.00375	-3.9906
D_A~20062007	-.21011	.06162	-3.4097
TxAnalf2000	4.1008	.9719	4.2194
TxAnalf200~Q	140.83	37.511	3.7543
D_Sudeste	-.29147	.06626	-4.3992
D_Sul	.16476	.04408	3.7376
IER	1.4064	1.5051	.93448

According to a standard two-sided t test:

Decisive evidence against the balancing property

The balancing property is satisfied at a level lower than 0.01

```
matrix define tp = (10000\100000\200000\300000\400000\500000\600000\700000\1000000)

doseresponse $VarList, outcome(PIBperCapita2010) t(Cred_2008) gpscore(pscore)
predict(hat_treat) sigma(sd) cutpoints(cut) index(p50) nq_gps(5) t_transf(lnskew0)
dose_response(dose_response) tpoints(tp) delta(1) reg_type_t(cubic) reg_type_gps(cubic)
interaction(1) bootstrap(yes) boot_reps(100) filename("D:/Dissertacao/Dados/
doseresposta.dta") analysis(yes) graph("D:/Dissertacao/Dados/graf_doseresp") detail
```

```
*****
ESTIMATE OF THE GENERALIZED PROPENSITY SCORE
*****
```

Generalized Propensity Score

```
*****
```

Algorithm to estimate the generalized propensity score

```
*****
```

Estimation of the propensity score

The Zero-skewness log transformation of the treatment variable Cred_2008 is used

T				

	Percentiles	Smallest		
1%	9.323153	9.321186		
5%	9.679107	9.321186		
10%	10.04235	9.321186	Obs	1234
25%	11.22116	9.321186	Sum of Wgt.	1234
50%	13.47666		Mean	13.29421
		Largest	Std. Dev.	2.33469
75%	15.1174	18.9318		
90%	16.18723	19.25887	Variance	5.450778
95%	16.79001	19.30968	Skewness	-1.60e-06
99%	18.26547	19.50226	Kurtosis	2.000365

```
initial:      log likelihood =      -<inf>   (could not be evaluated)
feasible:     log likelihood = -60842.479
rescale:      log likelihood = -4075.92
rescale eq:   log likelihood = -3522.2559
Iteration 0:  log likelihood = -3522.2559   (not concave)
Iteration 1:  log likelihood = -2880.431    (not concave)
Iteration 2:  log likelihood = -2457.5546
Iteration 3:  log likelihood = -2334.0029
Iteration 4:  log likelihood = -2324.0834
Iteration 5:  log likelihood = -2324.0411
Iteration 6:  log likelihood = -2324.0411
```

```

                                     Number of obs   =      1234
                                     Wald chi2(9)      =     1420.90
Log likelihood = -2324.0411          Prob > chi2    =      0.0000
```

	T	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	

eq1							
	Pop2006	1.21e-06	2.09e-07	5.81	0.000	8.03e-07	1.62e-06
	TamMedFam	-.4019041	.1721723	-2.33	0.020	-.7393556	-.0644526
	Gini2003SQ	17.34823	1.988375	8.72	0.000	13.45109	21.24538
D_AgBanc20062007		.553374	.1180516	4.69	0.000	.321997	.7847509
	TxAnalf2000	-.2406002	.0278941	-8.63	0.000	-.2952717	-.1859287
	TxAnalf2000SQ	.0032294	.0007599	4.25	0.000	.00174	.0047188
	D_Sudeste	.5003509	.1347108	3.71	0.000	.2363225	.7643792
	D_Sul	1.821462	.168296	10.82	0.000	1.491608	2.151316
	IER	-.013677	.0045846	-2.98	0.003	-.0226627	-.0046913
	_cons	13.3821	.7056981	18.96	0.000	11.99895	14.76524

eq2							
	_cons	1.591061	.0320269	49.68	0.000	1.52829	1.653833

Test for normality of the disturbances

Kolmogorov-Smirnov equality-of-distributions test

Normal Distribution of the disturbances

One-sample Kolmogorov-Smirnov test against theoretical distribution

```

normal((res_etreat - r(mean))/sqrt(r(Var)))
Smaller group      D      P-value  Corrected
-----
res_etreat:        0.0139   0.622
Cumulative:        -0.0216  0.315
Combined K-S:       0.0216   0.610      0.595
The assumption of Normality is statistically satisfied at .05 level

```

```

Estimated generalized propensity score
-----
Percentiles      Smallest
1%      .0120962   .0002386
5%      .0371935   .0004116
10%     .0628425   .0025442   Obs      1234
25%     .1275027   .0025919   Sum of Wgt. 1234

50%     .2016819
75%     .2380928   Largest
90%     .2486687   .2507383
95%     .2503194   .2507388   Variance   .0049048
99%     .2507243   .2507396   Skewness   -.8188381
          .2507396   Kurtosis    2.474588

```

```

*****
End of the algorithm to estimate the gpscore
*****
*****
The set of the potential treatment values is divided into 10 intervals
The values of the gpscore evaluated at the representative point of each
treatment interval are divided into 5 intervals
*****
*****
Summary statistics of the distribution of the GPS evaluated
at the representative point of each treatment interval
*****

```

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
gps_1	1234	.0528185	.0727079	3.89e-19	.2507381
Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
gps_2	1222	.080585	.0865436	3.05e-17	.2507369
Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
gps_3	1222	.1130586	.0873798	2.39e-15	.2507397
Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
gps_4	1222	.1449172	.0760617	1.89e-13	.2507394
Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
gps_5	1222	.166125	.0701454	1.15e-11	.2507397
Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
gps_6	1222	.1675837	.0786602	3.74e-10	.2507396
Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
gps_7	1222	.1546368	.0866102	4.36e-09	.2507396
Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
gps_8	1222	.1354897	.0896498	3.04e-08	.2507388
Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
gps_9	1222	.1023407	.0857277	3.55e-07	.2507396
Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
gps_10	1222	.05824	.0674151	2.48e-06	.2507182

```

*****
Test that the conditional mean of the pre-treatment variables given the generalized

```

propensity score is not different between units who belong to a particular treatment interval and units who belong to all other treatment intervals

Treatment Interval No 1 - [0, 10741]

	Mean Difference	Standard Deviation	t-value
Pop2006	35091	39821	.88121
TamMedFam	.04887	.04034	1.2116
Gini2003SQ	-.00342	.00452	-.75585
D_A~20062007	.13241	.05519	2.3992
TxAnalf2000	-2.0573	.65488	-3.1415
TxAnalf200~Q	-35.278	17.796	-1.9823
D_Sudeste	-.08526	.07482	-1.1395
D_Sul	.24403	.07158	3.4095
IER	-2.3698	1.4194	-1.6696

Treatment Interval No 2 - [11334, 38229]

	Mean Difference	Standard Deviation	t-value
Pop2006	29941	33726	.88777
TamMedFam	-.1371	.03006	-4.5611
Gini2003SQ	-.00793	.0036	-2.2007
D_A~20062007	-.0407	.04287	-.94932
TxAnalf2000	-1.3371	.44766	-2.9868
TxAnalf200~Q	-38.881	12.369	-3.1434
D_Sudeste	-.08891	.05991	-1.4842
D_Sul	.21206	.0565	3.7529
IER	-1.6315	1.1143	-1.4642

Treatment Interval No 3 - [38414, 102035]

	Mean Difference	Standard Deviation	t-value
Pop2006	28868	34121	.84606
TamMedFam	.0187	.02989	.62562
Gini2003SQ	-.00548	.00353	-1.5545
D_A~20062007	-.057	.04245	-1.3428
TxAnalf2000	-1.6339	.47965	-3.4064
TxAnalf200~Q	-37.242	15.565	-2.3927
D_Sudeste	-.19263	.05821	-3.3095
D_Sul	.21107	.0551	3.8305
IER	.74461	1.1232	.66295

Treatment Interval No 4 - [104394, 283924]

	Mean Difference	Standard Deviation	t-value
Pop2006	21850	30845	.70839
TamMedFam	.03235	.03304	.97918
Gini2003SQ	-.00352	.00311	-1.1326
D_A~20062007	-.0539	.04366	-1.2343
TxAnalf2000	-.04924	.76131	-.06468
TxAnalf200~Q	5.1217	27.659	.18517
D_Sudeste	-.0915	.05185	-1.7647
D_Sul	.04528	.04816	.94026
IER	-1.0045	1.0874	-.92375

Treatment Interval No 5 - [284877, 713071]

	Mean Difference	Standard Deviation	t-value
Pop2006	21059	28667	.73463
TamMedFam	.03979	.03562	1.1172
Gini2003SQ	-6.7e-05	.00278	-.02417
D_A~20062007	.03482	.04288	.81205
TxAnalf2000	.9416	.88446	1.0646
TxAnalf200~Q	34.217	30.496	1.122
D_Sudeste	-.07479	.04198	-1.7816
D_Sul	.01632	.04642	.35158
IER	-1.3845	1.0729	-1.2904

Treatment Interval No 6 - [714309, 1463780]

	Mean Difference	Standard Deviation	t-value
Pop2006	24266	28405	.85427
TamMedFam	.08303	.03449	2.4073
Gini2003SQ	.00592	.00286	2.0683
D_A~20062007	.02801	.04501	.62232
TxAnalf2000	.88758	.76019	1.1676
TxAnalf200~Q	35.052	26.048	1.3457
D_Sudeste	-.06315	.04255	-1.4842
D_Sul	-.0945	.04553	-2.0754
IER	-2.5601	1.1084	-2.3097

Treatment Interval No 7 - [1468361, 2666228]

	Mean Difference	Standard Deviation	t-value
Pop2006	15818	31006	.51017
TamMedFam	.07565	.03771	2.0062
Gini2003SQ	.00072	.00298	.24233
D_A~20062007	.01535	.04856	.31615
TxAnalf2000	.80086	.76635	1.045
TxAnalf200~Q	49.522	28.417	1.7427
D_Sudeste	-.06409	.04785	-1.3393
D_Sul	-.03307	.04027	-.82125
IER	1.2427	1.2014	1.0344

Treatment Interval No 8 - [2675339, 5000442]

	Mean Difference	Standard Deviation	t-value
Pop2006	12361	29067	.42527
TamMedFam	.08232	.03431	2.3991
Gini2003SQ	.00883	.00289	3.0535
D_A~20062007	.09387	.04615	2.0342
TxAnalf2000	2.8576	.61243	4.6659
TxAnalf200~Q	108.43	24.451	4.4347
D_Sudeste	-.03512	.0469	-.74876
D_Sul	-.12529	.03331	-3.7613
IER	.02103	1.1491	.0183

Treatment Interval No 9 - [5037853, 10382517]

	Mean Difference	Standard Deviation	t-value
Pop2006	5489.9	33329	.16472
TamMedFam	.10121	.04367	2.3176
Gini2003SQ	-.0039	.00344	-1.1316
D_A~20062007	-.14685	.05578	-2.6328
TxAnalf2000	3.1339	.83024	3.7747
TxAnalf200~Q	120.08	32.96	3.6431
D_Sudeste	.02893	.05812	.4978
D_Sul	-.05265	.03676	-1.4321
IER	.8601	1.3602	.63231

Treatment Interval No 10 - [10415196, 294923410]

	Mean Difference	Standard Deviation	t-value
Pop2006	-2.7e+05	31262	-8.6764
TamMedFam	.07364	.0487	1.512
Gini2003SQ	-.01723	.00377	-4.5681
D_A~20062007	-.21012	.06157	-3.4127
TxAnalf2000	4.1721	.97044	4.2992
TxAnalf200~Q	141.72	37.467	3.7824
D_Sudeste	-.26867	.06623	-4.0567
D_Sul	.16538	.04403	3.7557
IER	1.8946	1.5038	1.2599

According to a standard two-sided t test:

Decisive evidence against the balancing property

The balancing property is satisfied at a level lower than 0.01

The outcome variable `'PIBperCapita2010'` is a continuous variable

The regression model is: $Y = T + T^2 + T^3 + GPS + GPS^2 + GPS^3 + T*GPS$

Source	SS	df	MS	Number of obs =	1234
Model	13834.0983	7	1976.29975	F(7, 1226) =	16.86
Residual	143727.37	1226	117.232765	Prob > F =	0.0000
Total	157561.469	1233	127.787079	R-squared =	0.0878
				Adj R-squared =	0.0826
				Root MSE =	10.827

PIBperCapita2010	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
Cred_2008	4.21e-07	6.93e-08	6.08	0.000	2.85e-07 5.57e-07
Cred_2008_sq	-3.27e-15	8.48e-16	-3.85	0.000	-4.93e-15 -1.60e-15
Cred_2008_3	6.46e-24	2.52e-24	2.57	0.010	1.53e-24 1.14e-23
pscore	35.95533	60.9345	0.59	0.555	-83.59212 155.5028
pscore_sq	-465.3652	482.4704	-0.96	0.335	-1411.924 481.194
pscore_3	1405.842	1121.958	1.25	0.210	-795.3285 3607.013
Cred_2008_pscore	4.06e-07	2.12e-07	1.92	0.055	-8.99e-09 8.22e-07
_cons	11.58693	2.217923	5.22	0.000	7.235587 15.93828

Bootstrapping of the standard errors

.....

The program is drawing graphs of the output
This operation may take a while

(file graf_doseresp.gph saved)
(file graf_doseresp.gph saved)

End of the Algorithm